

為替レート・金融政策とマクロ経済調整

岡野光洋

目次

第 1 章	マクロ経済と為替レート：機能と役割	6
1.1	はじめに	6
1.2	望ましい金融政策	7
1.3	開放経済への拡張と為替レート	9
1.4	為替レートとマクロ経済調整	10
1.5	為替レートと政策協調	12
1.6	金融政策、為替レートとマクロ経済	13
1.6.1	金融政策と為替レート	14
1.6.2	為替レートの動学的性質とマクロ経済への影響	15
1.7	各章の構成	16
第 2 章	為替レートとマクロ経済調整に関する実証分析	18
2.1	はじめに	18
2.2	問題意識と研究目的	19
2.3	モデル	22
2.3.1	変数リスト	22
2.3.2	事前検定	23
2.3.3	VAR モデル	26
2.3.4	VAR 構造を規定する識別制約式	27
2.3.5	ラグ次数の選択	28
2.4	インパルス反応関数を用いた分析	30
2.5	おわりに	35
第 3 章	為替レートと日本の金融政策 長期制約 VEC モデルアプローチ	36

3.1	はじめに	36
3.2	データと事前検定	38
3.3	モデル	41
3.3.1	短期制約の構造 VAR モデル	43
3.3.2	長期制約 VEC モデル	50
3.4	おわりに	54
3.A	長期制約を用いた識別方法	55
第 4 章	金融政策運営における為替レートの役割	59
4.1	はじめに	59
4.2	モデル	61
4.2.1	金融政策分析と DSGE モデル	61
4.2.2	2 国モデル	63
4.3	シミュレーション	67
4.3.1	金融政策ルールとカリブレーション	67
4.3.2	インパルス反応関数	68
4.3.3	厚生損失関数	71
4.4	おわりに	73
第 5 章	金融政策と為替レート 小国開放経済モデルを用いたシミュレーション	
	分析	75
5.1	はじめに	75
5.2	モデル	77
5.2.1	家計	78
5.2.2	相対価格と為替レート	80
5.2.3	金利平価と国際的な消費のリスク・シェアリング	81
5.2.4	企業	82
5.2.5	市場の均衡	83
5.3	シミュレーション	87
5.3.1	金融政策ルールとカリブレーション	87
5.3.2	インパルス反応関数	88

5.4	結論と今後の課題	91
第 6 章	結論と今後の課題	93
	参考文献	98

表目次

2.1	単位根検定（四半期、前半 1973:1-1989:4）	24
2.2	単位根検定（四半期、後半 1990:1-2004:4）	25
2.3	共和分検定（四半期、4 期ラグ、前半 1973:1-1989:4）	26
2.4	共和分検定（四半期、4 期ラグ、後半 1990:1-2004:4）	26
2.5	B^{-1} の推定値（前半 1973:1-1989:4）	29
2.6	B^{-1} の推定値（後半 1990:1-2004:4）	29
3.1	使用データ一覧	39
3.2	単位根検定（1980:1-1989:12）	40
3.3	単位根検定（1990:1-1999:1）	41
3.4	共和分検定（前半、1981:1-1989:12）	42
3.5	共和分検定（後半、1990:1-1999:1）	42
3.6	共和分検定（全期間、1981:1-1999:1）	43
4.1	DSGE モデルの基本的な流れ	62
4.2	カリブレーション	68
4.3	分散と厚生損失	72
5.1	カリブレーション	89

図目次

2.1	実質純輸出と実質実効為替レート	21
2.2	インパルス反応関数（四半期、4 期ラグ、前半 1973:1-1989:4）	33
2.3	インパルス反応関数（四半期、4 期ラグ、後半 1990:1-2004:4）	34
3.1	金融引き締めショックに対するインパルス反応（1981:1-1989:12、短期制約）	46
3.2	金融引き締めショックに対するインパルス反応（1990:1-1999:1、短期制約）	47
3.3	為替レートショックに対するインパルス反応（1981:1-1989:12、短期制約）	48
3.4	為替レートショックに対するインパルス反応（1990:1-1999:1、短期制約）	49
3.5	為替レートショックに対するインパルス反応（1981:1-1989:12、長期制約）	52
3.6	為替レートショックに対するインパルス反応（1990:1-1999:1、長期制約）	53
4.1	モデル構造	64
4.2	需要ショックに対するインパルス反応関数	69
4.3	コストプッシュショックに対するインパルス反応関数	70
5.1	生産性ショックに対するインパルス反応	90
5.2	リスクプレミアムショックに対するインパルス反応	91

第 1 章

マクロ経済と為替レート：機能と役割

1.1 はじめに

金融政策運営において、中央銀行は為替レートとどう向きあえば良いだろうか。本論文の目的は、この問いに答えることである。

金融政策と為替レートはマクロ経済を通じて相互に複雑に関連しているため、この問題に答えることは容易ではない。この問題に答えるには、いくつかのステップを踏む必要がある。例えば、金融政策の目的を理解し、金融政策の有効性について検証する必要がある。また、為替レートの動学的な性質やマクロ経済との相互依存関係について整理すべきだろう。本章の目的は、これらの問題に対して、先行研究のサーベイを通じていくつかの鍵となる知見を提示することである。

結論から言えば、望ましい金融政策とは、効率的な資源配分をもたらすことによって経済厚生を高める政策であり、金融政策運営における為替レートは、その目的を達成するために活用されることが望ましい。

そのような政策は可能だろうか。ここで、為替レートには、マクロ経済を調整する仕組みが備わっていると仮定しよう。もし、このメカニズムが機能することで資源配分が効率的になるのであれば、金融政策はそれを阻害すべきでないと考えられる。しかし何らかの理由により、この調整が十分に機能してない場合は、為替レートの変動は必ずしも好ましくない。すなわちこの場合、為替レートを金融政策によってある程度コントロール

する必要が生じることもある。いわゆるダーティフロート政策や固定相場制が望ましい政策となりうるのである。

為替レートに対する望ましいスタンスは、経済の状況や構造的摩擦の有無によって変化する。従って中央銀行は、自国の経済だけに關心を払うのでは不十分である。中央銀行は自国のみならず、外国の経済、もしくは自国経済と外国経済とをつなぐ為替レートにも目を向け、為替レートを取り巻く環境の変化を注意深く観察することが重要である。それによって、状況に応じた適切な判断を下すこと可能になる。

もちろん、為替レートは自国だけの問題でない。為替レートは自国と外国の両方に影響を与える。また自国の金融政策は外国の経済にも影響を与える。自国の経済厚生のみを考慮した金融政策運営は適切とは言えず、近隣窮乏化政策に対する配慮や、外国の中央銀行と政策的に協調することも考慮すべきだろう。

以上が本論文の主要な結論となる。ただし以上のことを主張するには、多くの補足説明が必要であろう。金融政策の目的はどのようなものであろうか。為替レートはどのようにマクロ経済の調整をもたらすだろうか。そのような調整メカニズムが存在するならば、それを阻害する要因は何であろうか。金融政策、為替レート、マクロ経済はそれぞれどのように関連しているだろうか。

以下では主に、近年の金融政策分析における主要なツールの一つとなっているニューケインジアンモデルに依拠して、関連する先行研究のサーベイを交えながら、上の議論の理論的根拠や実証的証拠を提示しよう。

1.2 望ましい金融政策

前節では、効率的な資源配分の達成を助けるような金融政策を望ましい金融政策と位置付けた。一方で、日本の中央銀行である日本銀行は、金融政策の目的の一つに物価の安定を掲げている。日本銀行は、物価の安定を「経済が安定的かつ持続的成長を遂げていくうえで不可欠な基盤」とみなしている（日本銀行法第1条第1項、第2条）。物価の安定と効率的な資源配分は、理論的には以下のように結びけられる。

ミクロ経済学では、市場の失敗をもたらす要因（歪み）の一つとして、価格の硬直性が挙げられている。ミクロ経済的基礎を持つニューケインジアンモデルにおいて、中央銀行の役割は価格の硬直性を取り除くことである。価格の硬直性を取り除いて伸縮価格均衡を

模倣することは、物価を安定させることと結果的に等しい。

価格の硬直性は2つの意味で市場を歪ませる。第1に、価格が硬直的であれば、企業は需要予測（期待）に基づいて、予め価格を設定しておかざるをえない。これによって、効率配分が実現する価格（マークアップ）水準から乖離が生じる。例えば、価格が効率水準より高ければ、家計消費は理想的なパスから外れる。また価格が低ければ、その時点での消費が増え、生産を増やすために家計の労働も増えるため、消費と余暇の最適なバランスが崩れる。

第2に、価格の硬直性は財の相対価格が変化しないことを意味する。価格は本来、伸縮的に変化し、生産性の向上や選好の変化による需給バランスの変化を調整する。しかし価格が硬直的であれば、この調整が行われず、非効率になる。

物価（インフレーション）の分散が小さければ、いずれの問題も起こりにくくなる。すなわち、物価の安定は、これら2つの問題を同時に解消する。Rotemberg and Woodford (1998)、Woodford (2001) は、これまで便宜的に使用されていた中央銀行の損失関数（インフレーションとアウトプットギャップ（潜在産出量ギャップ）の分散で表される）を、家計の効用関数の2次近似から導出できることを示した。これにより、物価の安定とアウトプットギャップの安定が経済厚生を高めることが理論的に示された。

市場の歪みがいくつか存在すると仮定して、中央銀行が考慮すべきものが物価の硬直性ただ一つであれば、物価の安定とアウトプットギャップの安定は同時に達成される^{*1}。この場合、中央銀行はインフレーションのみを抑えれば良く、ゼロインフレが最適となる。

そうではなく、例えば賃金のマークアップが外生的に変化するなどして、企業の実質限界費用にコストプッシュショックが生じるケースでは、中央銀行が考慮すべき摩擦が増えてしまう。この結果、インフレーションとアウトプットギャップに短期的なトレードオフが生じ、インフレの安定化だけでは不十分となる^{*2}。また Erceg et al. (2000) のように、賃金と価格がともに硬直である場合には、中央銀行はいずれの硬直性も同じように取り除くインセンティブを持ち、トレードオフの関係になる。これらの場合には、厳密なインフレターゲットングでは損失が大きくなる。

名目硬直性が複数存在するケースは他にも考えられる。Aoki (2001) は、財の生産部門

^{*1}例えば独占的競争による経済損失は雇用補助金によって除去される。詳細は Goodfriend and King (2001) を参照。

^{*2}Galí (2008) を参照。

を2つに分け、価格伸縮的な部門と価格硬直的な部門とを区別している。この場合には、2つの財の相対価格を安定化させることも目標の一つとなる。この場合の良い戦略は、価格硬直的な部門の財のインフレーションを集中して安定化させることである。Benigno (2004b) は、価格硬直性が異なる2つの部門ではなく、2つの「地域 (通貨は同一)」を想定して、最適な金融政策について論じている。この場合には、より価格硬直性の大きい地域により高い加重をかけた、平均的なインフレーションを安定させれば良い。

1.3 開放経済への拡張と為替レート

以上に述べたように、中央銀行は物価の安定を図り、伸縮価格均衡水準を模倣しようとする。理論体系を開放経済へと拡張した場合、この帰結はどう変化するだろうか。

Gali and Monacelli (2005) は、ニューケインジアンモデルを小国開放経済体系へと拡張している。開放経済の特徴としては、為替レートや交易条件が新たに定義されるほか、企業物価 (国内生産財の物価) と消費者物価 (企業物価と輸入財物価の加重平均) とが区別される^{*3}。

Gali and Monacelli (2005) の特徴は、開放経済における最適金融政策の帰結を閉鎖経済と同一構造 (isomorphic) に保ったことである。すなわち、このモデルにおける中央銀行の役割は、名目金利を動かして伸縮価格均衡を模倣することである。

したがって、金利は物価 (企業物価) を抑えるために動かされるのであって、為替レートの変動を抑えるためではない。特に固定相場制度の下では、相場維持のために金融政策が独立でなくなり、インフレーションやアウトプットギャップの変動を抑えられない。このことは、金融政策の目的と照らし合わせると、非効率的である。

Gali and Monacelli (2005) では3つの代替的な金融政策ルール、1) 企業物価ターゲティング (Domestic Inflation-based Taylor Rule, DITR)、2) 消費者物価ターゲティング (CPI Inflation-based Taylor Rule, CITR)、3) 為替レートベッグ (PEG) を挙げて、生産性上昇ショックに対するマクロ変数の反応を観察して、最適金融政策ルールと比較している。

外生的な生産性の上昇は、潜在産出量 (自然産出量) の上昇を意味することから、負のアウトプットギャップとデフレーションの圧力が生じる。最適ルールや DITR では、中

^{*3}Svensson (2000) 等を参照。

中央銀行はこれらの変動を容認しないことから、金融緩和によって総需要を刺激する。この結果、アウトプットギャップや物価の変動は抑制され、伸縮価格均衡水準（自然水準）が維持される。

注意すべきは、このとき中央銀行が金利平価を通じて為替レートのマクロ経済調整機能を間接的に利用していることである。中央銀行は為替レートの変動を抑えるのではなく、むしろ為替レートの変動を促している^{*4}。名目金利の低下は、金利平価条件から自国通貨の減価をもたらす。これによって交易条件が悪化し、国内財の輸出が増える（支出スイッチ効果）。すなわち為替レートは、生産性上昇のショックによって生じた需要の不足を輸出の増加によって吸収する役割を担っている。

これに対して、為替レートベッグの場合は、生産性の上昇に対して消費や生産を必要なだけ十分に引き上げることができない。交易条件も十分に動かすことができず、経済損失が大きくなる。なお CITR の場合、マクロ的には DITR と PEG の中間の反応を示す。消費者物価が輸入物価を通じて名目為替レートの影響を受けるためである^{*5}。

1.4 為替レートとマクロ経済調整

これまでに見たように、シンプルな理論モデルが提示する為替レートへの関わり方は、マクロ経済の調整を促すような間接的な活用である。為替レートの変動抑制は好ましくない。ただしこれが成り立つのは、1) 市場の歪みが閉鎖経済と同じであり、2) 為替レートのマクロ経済調整がスムーズである場合に限られる。

Gali and Monacelli (2005) のようなシンプルなケースでなく、より一般的な開放経済体系では、自然水準が必ずしも効率水準とはならないことが知られている。中央銀行には、交易条件を改善させて自国家計の消費を自然水準以上に増やすインセンティブが生じる^{*6}。このとき、市場の歪みは独占的競争、価格硬直性と交易条件の 3 つになる。前節で

^{*4} 為替レートの変動は非定常になる。このような為替レートの変動は、isomorphic なケースにおいて支持される。閉鎖ニューケインジアンモデルである Clarida et al. (1999) に対し、Gali and Monacelli (2005) は小国開放経済モデル、Clarida et al. (2002) は 2 国モデルへと拡張し、同様の結論を導いている。Kollmann (2002) は硬直価格、世界金利、世界インフレ、金利平価条件などを外生ショックに含めた小国開放経済モデルを構築し、名目・実質の為替レートの変動の重要性を指摘している。

^{*5} ただし Devereux (2004a) は片方の国が一方的に行うベッグと 2 国が協調的に行うベッグとを区別している。

^{*6} Benigno (2003)、Gali and Monacelli (2005) は詳細な議論を提供している

は、このことが問題とならないよう、独占的競争と交易条件の歪みを合わせて雇用補助金で取り除く特殊ケースを想定していることに注意が必要である。

また前節では、いくつかの単純化の仮定により、為替レートのマクロ経済調整メカニズムが機能している。すなわち一物一価の法則が常に成り立ち、カバーなし金利平価条件が成立しており、為替レートから輸入物価へのパススルーが完全である。金融市場が不完全になるなどして、これらが成り立たなくなる場合には、為替レートがマクロ経済のファンダメンタルズから分離してしまい、調整が阻害される^{*7}。

Monacelli (2006) は、一物一価の法則が成り立たず確率的に乖離が生じるモデルを構築した。これによると、輸入企業の実質限界費用（輸入インフレ率）を記述する動学方程式に一物一価のギャップ項が含まれる。これによって為替レートから輸入物価へのパススルーが完全でなくなる結果、インフレーションとアウトプットギャップにトレードオフが生じる。また中央銀行には、この乖離を修正するインセンティブが生じる。最適金融政策^{*8}によれば、このときの為替レートは Gali and Monacelli (2005) と比べて安定的となる（一物一価からの乖離を修正するためにある程度為替レートをコントロールする必要がある）。

Divino (2009) は Gali and Monacelli (2005) のモデルを拡張し、金利平価条件に確率的なリスクプレミアムを付与している。これによっても同様に、インフレーションとアウトプットギャップの間にトレードオフが生じる。Divino (2009) は国内インフレターゲットと実質為替レートのコントロールフロートの組合せが最適であるとしている。

Devereux (2004b) は為替レートの「世界的な財の需要ショックの吸収者」としての役割を検証し、金融市場が不完全であれば自然水準と効率水準が一致しなくなることを示した。

Gali and Monacelli (2005) では、自国通貨建て価格設定 (Producer Currency Pricing, PCP) に基づいているため、国際的な財の取引において一物一価の法則が担保されている。価格が硬直的であるときに、企業が自国と外国で異なる価格設定 (Pricing to Market, PTM、Local Currency Pricing, LCP) を行えば、一物一価の法則が成立しなくなる。すなわちパススルーは不完全となる^{*9}。

^{*7}Devereux and Engel (2002) はこれらをふまえ、為替レートとマクロ変数の分離を説明する理論モデルを構築している。また Engel (2002) や Obstfeld and Rogoff (2000) は、輸送コスト、サービスや非貿易財の存在、中間財輸入といった実質的な要因から為替レートの相対価格調整が弱まる可能性を指摘している。

^{*8}ここではコミットメント政策を想定している。詳細については Woodford (2003) 等を参照。

^{*9}LCP は新しい開放マクロ経済学 (New Open Economy Macroeconomics, NOEM) と呼ばれる領域で

Corsetti and Pesenti (2005) は、企業価格設定の違いが国際マクロ経済にもたらす影響を、直感的に説明することに成功している。シンプルな作図によって、為替レートのパススルーの役割だけでなく、最適金融政策、実物・金融ショックの国際的波及経路、最適な為替レトリズム、国家間の政策協調など包括的な議論を可能にしている。

Devereux and Engel (2003) は、PCP と LCP におけるそれぞれの最適金融政策を比較している。PCP(自国通貨建て) のときは、為替レートは国ごとのショックに対する相対価格調整の役割を担っていることから、為替レートは伸縮的であることが望ましい。一方 LCP(相手国通貨建て) のときにはその役割が果たされないため、名目為替レートはむしろ固定しておくほうが望ましい。

Benigno et al. (2007) は LCP や不完全な資産市場、金利平価からの乖離を考慮したモデルを用いて、適切にデザインされた金融政策ルールの下での均衡解が為替相場の安定を意味するケースを示している。

為替レートのパススルーが不完全なときには、消費者物価 (CPI) ベースのインフレーション安定化も有効な政策オプションとなる。Linnemann and Schabert (2006) は、パススルーが小さいとき、輸入物価を通じたインフレ安定化効果が阻害されるのであれば、CPI を政策インジケータにするか、為替レートに直接反応すべきであると主張している。また Engel (2009) は、Clarida et al. (2002) を修正して、輸出企業の LCP が通貨の調整不良もたらすモデルを構築している。このモデルでは、金融政策のターゲットに通貨の調整不良に関する項が必要となり、消費者物価が重要な役割を担っている。いずれも、消費者物価のターゲティングを正当化する議論である。

1.5 為替レートと政策協調

為替レートは自国だけの問題ではない。2 国モデルへの拡張は、PCP や LCP といった分析だけでなく、自国と相手国の政策的な関わりについての分析を可能にし、為替レートの役割もその分重要度を増す。政策的な関わりとしては、相手国の政策を所与として自国の行動を決定する (Nash 均衡ケース)、両国が政策的に協調し合う、といったことが考えられる。

さかんに研究されている。NOEM は Obstfeld and Rogoff (1995) の 2 国モデルを基本としている。詳細については Lane (2001) によるサーベイを参照のこと

Clarida et al. (2002) は、短期的なトレードオフを考慮した閉鎖モデル (Clarida et al., 1999) を 2 国モデルへと拡張している。Nash 均衡ケースにおける最適な金融政策は、インフレーションとアウトプットギャップを安定化させることである。一方、国際協調のケースでは、互いの中央銀行は自国のインフレーションだけでなく相手国のインフレーションも安定化させることが重要になる。国際協調による利得は、外国の経済活動が交易条件を通じて自国企業の実質限界費用に影響を与える (スピルオーバー効果) ことから生じる^{*10}。なお Nash 均衡と政策協調のいずれのケースにおいても、為替レートは伸縮的であることが望ましい。

Benigno and Benigno (2006) は政策協調の利得を考慮し、独占的競争と価格硬直性のある 2 国モデルを用いて、自国通貨建て価格設定 (PCP) であっても (企業物価でなく) 消費者物価のターゲティングが望ましくなるケースを示した。これは、Clarida et al. (2002) や Benigno (2002) で示された政策協調の利得 (交易条件の外部性を内部化) を、消費者物価の安定によって近似的に獲得することを示唆している。消費者物価に反応することは、輸入物価に反応することと同じであり、これは為替レートへの内生的な反応を意味する。前述の Gali and Monacelli (2005) で消費者物価ターゲティングが効率的でないのは、交易条件を動かすインセンティブをキャンセルしているためである。

Pappa (2004) は Clarida et al. (2002) のモデルを拡張して政策協調、非協調、通貨統合の 3 つの政策を比較し、非協調や通貨統合に伴うコストを量的に示すとともに、それらが需要の異時点・同時点の代替の弾力性に敏感であることを示した。非協調のコストは、政策協調による交易条件を通じたスピルオーバー効果が得られないことから生じ、通貨統合のコストは、為替レートが担う相対価格調整ができなくなることから生じる。これらの結果はいずれも、本章のこれまでの議論と整合的である。

1.6 金融政策、為替レートとマクロ経済

前節までに本論文の議論の全体像を示した。以下では為替レートの変動、金融政策との関係やその他のトピックについて、実証と理論の両面からみておこう。

^{*10} Benigno (2002) によれば、これは交易条件の外部性を内部化する政策である。互いに非協調的なケースでは、2 国ともに交易条件を改善させて消費を増やすインセンティブが生じるため、「金融引き締めバイアス」が生じ、この結果いずれの国においても競争配分に届かなくなる。政策協調はこの効果を内部化するものである。

1.6.1 金融政策と為替レート

金融政策や為替レートといった、動学的な相互依存関係にあるシステムの実証分析には、Sims (1980) が提唱した多変量自己回帰 (Vector Autoregression, VAR) モデルが適している。VAR は当初、生産性ショックや需要ショックといった構造的なショックを識別し、それらのマクロ的効果を観察するために用いられていた^{*11}。近年では、Christiano et al. (1999) が示すように、金融政策を内生的な反応と外生的ショックとに区別することが可能であることから、金融政策の効果の検証に広く活用されるようになった^{*12}。

金融政策は為替レートに影響を与えるだろうか。金融政策ショックは、為替レート変動の原因となるだろうか。Zettelmeyer (2004) は 1990 年代のオーストラリア、カナダ、ニュージーランドを対象に、金融引き締め政策とそのアナウンスメント効果の為替レートへの影響を分析し、100bp の引き締めショックが 2~3% の増価効果を持っていることを示した。Kempa (2005) はドル対マルク、ポンド、円の 3 つの為替についてそれぞれの VAR モデルを推計し、分散分解の結果、短期的には金融政策ショックが為替レートに影響を与えることを確認している。また、長期的には実物ショックが重要となることも指摘している。この結果は中長期的な経常収支の調整や購買力平価の成立を示唆するものである。また Faust and Rogers (2003) は同様の VAR 分析から、金融政策ショックは為替レート変動源としての大きな説明力を持たないと指摘している。

VAR では、金融政策が為替レートに与える影響だけでなく、その逆の、予期されない為替レート変化に対する金融政策の反応を観察することもできる。Kim (2002) は VAR を用いて、欧州為替相場メカニズム時代 (ERM) を含む期間のフランス、デンマーク、ドイツの 3 カ国を対象として、各国の金融政策のスタンスの違いを検証している。この結果、フランス、デンマークではドイツよりも為替安定化の傾向が強かったこと、ドイツもまた ERM から独立ではなかったことを指摘している。

Lubik and Schorfheide (2007) は、VAR ではなく、ニューケインジアンモデルをベイズ推計して、金融政策の為替レートへの反応を検証している。複数の国を対象に、金融政策ルールに名目為替レートを追加して posterior odds test を行ったら、イギリス、オーストラリア、ニュージーランドで為替レートへの反応が棄却された一方で、少なくとも

^{*11}Blanchard and Quah (1989)、King et al. (1991) 等。

^{*12}Clarida et al. (1998)、Kim (1999) 等。

もカナダ中央銀行は為替レートを政策関数の中に入れていることが確認されている。

1.6.2 為替レートの動学的性質とマクロ経済への影響

現実に観察される為替レートの特性と、為替レートがマクロ経済に及ぼす影響について整理しておこう。現実の為替レートは Gali and Monacelli (2005) が示すように非定常^{*13}であるとともに、持続的すなわち高い自己相関を持つことも特徴である。この特性について、いくつかの方法で理論的に説明する試みがなされている。

Chari et al. (2002) は、1) 価格が硬直的で、2) 家計の相対的リスク回避度が高く、3) 家計の効用が余暇について分割可能であれば、金融政策ショックと価格硬直性の相互作用によって、データへのあてはまりが良い実質為替レートが得られることを示している。また Benigno (2004a) によれば、金融政策における金利のスムージングと LCP 企業の割合、2 国間の相対的な価格硬直性から、金融政策ルールにバリエーションをもたせても為替レートの持続的な性質が再現される。

為替レート変動のマクロ経済への影響を実証的に確認しておこう。Boyd et al. (2001) は、OECD 加盟 8 カ国を対象に、共和分を考慮した VAR モデルを用いて、実質為替レートの変化が貿易収支に与える影響を観察している。これによれば、短期的には J カーブ効果を確認でき、長期的にはマーシャル・ラーナー条件が満たされている。

為替レートの変動の大きさは、輸出企業にとってリスク要因ともなりうる問題である。輸出企業のリスク回避的な行動から輸出先を変更したり、為替レート変動の影響を受けにくい価格設定に変更する可能性がある。Poon et al. (2005) はアジアの各国 (日本、韓国、インドネシア、シンガポール、タイ) を対象に VAR モデルを用いて、また Fang et al. (2006) は 8 つのアジア諸国を対象に GARCH モデル (分散不均一モデル) を用いて、為替レート変動に対する輸出の影響を分析している。いずれの分析からも、為替レート変動の増大が輸出を有意に減少させることが確認されている。これによれば、ボラティリティの増大が支出スイッチ効果を相殺することもある。

^{*13}Monacelli (2001) は 2 国モデルを用いて、自国と外国がともにシンプルな金利ルールである場合に為替レートのボラティリティが高まることを示すと同時に、為替レートに部分的に反応する項を追加すれば為替レートの変動を抑えられることを指摘している。名目金利の変動の大きさが経済厚生にとってペナルティである場合には、シンプルなルールよりもある程度為替レートの変動をコントロールする方が望ましくなる。

1.7 各章の構成

以下に本稿の構成を述べる。以降の各章では、これまでの議論を踏まえ、その幾つかを実証面と理論面の両面から検証する。

第2章と第3章は実証分析のパートである。ここでは、為替レートやマクロ経済、金融政策に関するいくつかの動学的性質について、VARモデルを用いて検証を試みる。本稿全体の問題意識として、特に日本経済と為替レート・金融政策運営の関係に関心があることから、主に日本経済が分析対象となる。ただし分析期間はある程度限定される。ここで対象しているのは、変動相場移行後にマクロ経済との関わりが一層深化したと考えられる1980年代から、ゼロ金利制約の影響を受けずに金融政策との関わりが分析可能な2000年ごろまでの日本経済である。

第2章で為替レート変動に対するマクロ経済への影響を検証し、第3章で金融政策ショックに対する為替レートの反応と、為替レートショックに対する金利の反応とを検証する。これらの結果は、補完的に捉えることが可能である。例えばVARモデルには扱う変数の数を大きくしすぎるとシステムが安定しないという制約があるが、章ごとに関心を絞り、コンパクトな体系を維持することで、より安定的な結果を得ることができる。また、一部の変数や変数の定義が異なる体系から同様の結果が得られるのであれば、その結果は頑健であると言える。

これらの章では、VARモデルの構造を概説するとともに、先行研究の蓄積が提示する一連の分析手続き(単位根検定、共和分検定、構造ショックの識別等)を忠実に再現している。また使用データやモデルの選定に対して、より現実の経済にフィットさせるよう細心の注意を払っている。

第2章では、為替レートの経常収支調整に焦点をあてた実証分析を行う。日本経済は1990年ごろのバブル経済崩壊を境に長期にわたる景気停滞を経験していることから、1990年以前と以後で、為替レートとマクロ経済変数との関係に変化が生じているかどうかも含めて検証する。

第3章では、1980年代・90年代の日本の金融政策が為替レートにどの程度関心を払っていたのかということに焦点をあて、短期制約の構造VARモデルと長期制約のVECモデルの2つのモデルを用いて実証分析を行う。特に長期制約VECモデルでは、為替レ

トショック（為替相場を不安定化させるような外生的ショック）の識別を試みる。理論上の想定を元に構造ショックに長期制約を課し、生産や消費者物価、貨幣量の反応を観察する。ショックが為替レートの攪乱要因として識別されているかどうかを確認した後に、為替レートショックに対する金融政策の反応を観察する。

第4章と第5章は、理論モデルを用いたシミュレーション分析のパートである。ここでは、本章の議論でも中心的な役割を果たしているニューケインジアンモデルを用いて、為替レート、マクロ経済と金融政策運営に関わる問題を扱っている。特に、金融政策において為替レートの水準ないしその変動を一定程度抑える試みがマクロ経済にとってどの程度の影響をもたらすかということに主要な関心を置いている。

第4章は2国モデル、第5章は小国開放経済モデルといった部分で違いがあるものの、モデルの本質的な部分には大きく変わらない。ここでは、対象となる国や地域の経済開放度等を考慮しつつ、多角的に議論ができるよう、複数の体系を併用している。また、関心はこれまでと同様に日本経済及び日本銀行の金融政策にあるものの、用いる理論モデルに観察データの入る余地が少ないことから、必ずしも現実の日本経済の自体を描写しているとはいえないことには注意が必要である^{*14}。

第4章では、為替レートと金融政策の関係性に焦点をあて、2国経済体系のニューケインジアンモデルを用いてシミュレーション分析を行う。第4章の特徴として、価格均衡における交易条件の成長率に、Lubik and Schorfheide (2007) に基づく外生的ショックを導入している。このようなショックを導入することで、より現実のデータ特性に近い変動の描写が可能になっている。

第5章では、金融政策運営における為替レートの政策的位置づけをめぐって、Gali and Monacelli (2005) に基づく小国開放経済モデルを用いたシミュレーション分析を行う。Divino (2009) に基づいてリスクプレミアムを導入し、内外金利差と期待名目為替レート変化率との関係に外生的なショックを加えたことに特徴がある。ここでは、3つの金融政策ルール、すなわち 1) 企業物価インフレーションに反応するルール 2) 消費者物価インフレーションに反応するルール、3) 企業物価インフレーションに加えて名目為替レート変化にも直接反応するルールを想定し、それぞれのインパルス反応を比較している。

第6章では本稿の主要な結論を総括し、今後の課題を述べる。

^{*14} この課題については第6章を参照のこと。

第 2 章

為替レートとマクロ経済調整に関する実証分析

2.1 はじめに

1973 年に外国為替市場が変動相場制へと移行してから、日本経済と為替レート変動との関わりが注目を集めている。Obstfeld (2002) が詳細に論じているように、為替レートが経常収支不均衡に対して調整するメカニズムを持っているかどうか、すなわち、為替レートのマクロ調整機能が働くかどうかは、現代においても開放マクロ経済学の主要なトピックである。

このような問題意識を背景に、本章では VAR モデルを用いた実証分析を行う。マクロ経済変数として、純輸出、GDP、為替レートを用い、追加的に金利を採用する。ここで金利を変数として加えることで、為替レートが金融政策に及ぼす影響や、金融政策ショックに対する為替レートの反応を考慮したうえで、為替レートのマクロ調整機能に関して分析することが可能になる。本章で明らかにすることは、次の 2 点に集約される。

- 為替レートの変動は、経常収支不均衡に対して長期に調整するメカニズムを持つか。
- 為替レートのマクロ調整メカニズムは、近年の日本経済、特に 1990 年代以降の日本経済においても機能しているか。

まず 2.2 節で本章の問題意識を詳細に述べ、研究目的を明確にする。次に 2.3 節で構造 VAR モデルの推定を行う。単位根検定や共和分検定などの事前検定の必要性を述べ、

VAR モデルにおけるラグ次数の選択方法についても論じる。2.4 節では、インパルス反応関数を用いた分析を行い、その結果から得られる経済学的な意味を考察する。2.5 節で、1990 年以降についても為替レートは経常収支の不均衡に対して調整していることを明らかにし、このことを結論として述べる。

2.2 問題意識と研究目的

2.1 節で述べたように、為替レートのマクロ調整機能に関して最も基本的な意味は、経常収支不均衡に対する調整である。本節では為替レートのマクロ調整機能について、その意味を整理した上で、本章の問題意識と研究目的を述べる。

経常収支の黒字は、輸出額が輸入額を超過していることを意味する。経常収支の改善、すなわち純輸出の増加は、外国為替市場で自国通貨の価値を高める圧力をかける。輸出によって得られた外貨は、従業員の賃金支払いなどのために自国通貨に交換されるからである。資本市場において、この増価圧力を吸収するだけの外貨需要が発生しなければ、つまり、自国内で外貨建て資産の需要が生まれなければ、為替レートは増価する。そして為替レートの増価は、輸出財の外国通貨建て価格を上昇させ、輸入財の自国通貨建て価格を下落させる。輸出財や輸入財が価格変化に対して十分に弾力的であれば、輸出財需要は減少し輸入財需要は増加する。したがって為替レートの増価は自国に輸出減少、輸入上昇をもたらす、経常収支は悪化することが想定される^{*1}。

以上が、基本的な意味での為替レートのマクロ調整機能である。為替レートは、輸出が輸入を上回って経常収支が改善すると、経常収支の均衡を達成するために増価すると期待されている。加えて近年では理論的研究の発展により、新しい開放マクロ経済学の視点から、国際的な資源配分の達成という意味においても為替レートのマクロ調整機能が期待されるようになった。

新しい開放マクロ経済学は、ミクロ経済学的な最適化行動を基礎としているため、経済厚生に関する分析が可能となっている。独占的市場による名目価格の硬直性や、賃金の下方硬直性などによって、市場に構造的な歪みが生じている場合に、歪みのない市場での経済厚生と同じだけの厚生を達成させるために、為替レートによる国際的な調整が期待されるのである。

^{*1} 藤原他 (2001) などを参照。

以上のような為替レートのマクロ調整機能に対して、従来の実証分析からはやや悲観的な主張が見られる。Obstfeld (2002) による為替レート悲観論に関する詳細なサーベイでは、輸出財や輸入財が価格弾力的でないため、為替レートは経常収支不均衡に対して調整機能を持たないという実証研究が紹介されている。他にもマネタリー・アプローチ的な観点から、伸縮的な名目価格調整の下では一物一価の法則が成り立つため、貨幣は中立的となり、名目為替レート変化は資源配分上何の変化ももたらさないといった議論もある。

これらが主張するように、もし為替レートがマクロ経済的な調整という役割を何ら果たさないのであれば、変動相場制より固定相場制が望ましいということになる。しかし Obstfeld (2002) が強く主張するように、「為替レートの悲観論は実証的な誤解から生じている」。例えば集計バイアスなどの問題である。為替レートのマクロ調整にはラグを伴うことや、マクロ変数から為替レートへのフィード・バックが存在することも大きな問題となる。

このような問題意識を背景に、本章では今一度基本に立ち戻って、為替レートが経常収支を調整しているといえるのか、経常収支から為替レートのフィード・バックが存在しているのかを実証的に分析する。ただし、従来のような実証分析上の問題点には十分に配慮する。例えば上記の調整に伴うラグや、変数間の相互作用を考慮して分析を行う。

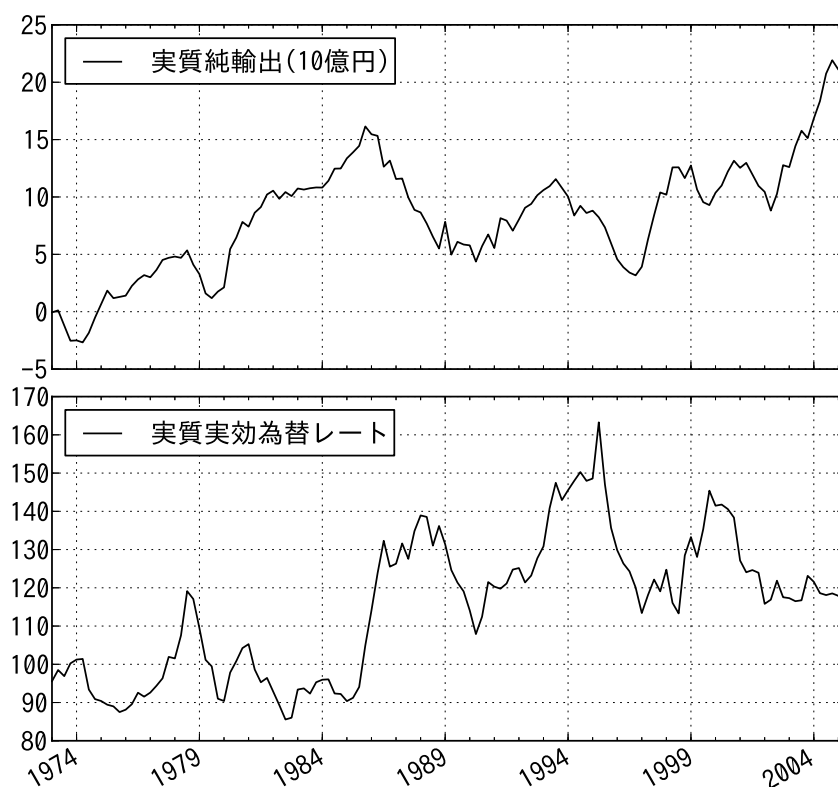
こうした理由から、分析には VAR モデルを採用する。VAR モデルは、Sims (1980) によって提唱された多変数時系列モデルであり、全ての変数を内生的に扱い、変数間の動学的な相互作用を観察することができるという特徴がある。マクロ経済変数として、純輸出（経常収支の代理変数）、GDP、為替レートを扱い、追加的に金利を採用する。ここで金利を変数として加えることで、為替レートが金融政策に及ぼす影響や、金融政策ショックに対する為替レートの反応を考慮したうえで、為替レートのマクロ調整機能に関して分析することが可能になる。

本章では特に、近年の日本経済に焦点をあてて分析する。日本は 1990 年のはじめにバブル経済が崩壊し、その後長期にわたる景気停滞を経験した。このことから、1990 年を境に様々なマクロ経済構造が変化した可能性がある。したがって、たとえ 1990 年以前には為替レートにマクロ調整機能が働いていたとしても、その後は経済構造の変化が影響して機能しなくなっている可能性がある。

このことを、図 2.1 を用いて概観しよう。図は 1973 年から 2004 年にかけての純輸出と実質実効為替レートの変動を示している。2 つの図を比較すると、1990 年以前と以後

では両変数の関係性に変化が見られる。例えば 1978 年から 1982 年ごろでは、一方で純輸出が趨勢的に増加しているが、他方、為替レートは円安傾向にある（値の上昇は円高を表す）。また 1985 年から 1989 年ごろには、為替レートは大幅な円高となり、その期間に純輸出は減少している。一方で 1990 年以降は、純輸出が継続的に増加傾向にあるものの、為替レートの変動には特定の傾向が見られない。ただし、2 変数の関係性を詳細に分析するには 2 変数のみを観察するのは十分でなく、他の変数の影響も合わせて観察しなければならない。

図 2.1 実質純輸出と実質実効為替レート



（出所）内閣府「国民経済計算年報」日本銀行「金融経済統計月報」

以上の観察から、本章では観測期間を 1990 年以前と以後に分割^{*2}して、為替レートのマクロ調整機能に差異が生じているのかどうかを確認する。本章の研究目的は、為替レートの変動は経常収支不均衡に対して長期に調整するメカニズムを持つかということと、為替レートのマクロ調整メカニズムは近年の日本経済、特に 1990 年代以降の日本経済にお

^{*2}1990 年代以降にはゼロ金利政策や量的緩和政策、金融自由化の進展等、考慮すべき事象が数多く起こっている。期間の分割や構造化の可能性については検証の余地があり、これらについては今後の課題としたい。

いても機能しているか、ということの 2 点に集約される。

本章と同様に VAR を用いた実証研究として、宮尾 (2003)、Boyd et al. (2001) などが挙げられる。宮尾 (2003) では、政策的な円安誘導による日本経済への効果を定量的に分析している。すなわち過去のデータの蓄積を観察して、円安に動いたときに日本経済はどのように反応しているかということを観察している。4 変数ないし 5 変数 VAR を用いて円安誘導政策による円安の動学的効果を分析し、円安ショックに対して輸出の反応が小さいことを示している。このことから、円安誘導が実現されても、輸出主導による景気回復は効果が小さいと主張している。

Boyd et al. (2001) は本章と同様の問題意識から、貿易収支と実質為替レートの相互依存関係を分析している。分析対象国は、OECD 加盟 8 国 (カナダ、フランス、ドイツ、イタリア、日本、オランダ、イギリス、アメリカ) で、1975 年ごろから 1995 年ごろまでの四半期データを利用し、VEC(vector error correction) モデル、VARDL(vector autoregression distributed lags) モデル、ARDL(autoregression distributed lags) モデルなどを用いて実証分析を行っている。Boyd et al. (2001) は分析の結果から、マーシャル・ラーナー条件 (輸出財価格や輸入財価格が為替レート変化に弾力的であるという条件) は日本を含む多くの国で長期的に満たされ、それには短期的に J カーブ効果を伴っていると結論付けている。

本章では先行研究と比較して、観測期間を拡張していることや、構造 VAR モデルを利用していることを特徴として挙げることができる。観測期間の拡張は自由度を高める利点がある。そのため本章では基準の異なるデータを加工して接続するなどの工夫をしている。構造 VAR モデルは、リカーシブな形の VAR に比較して、より経済学的な視点を取り入れて分析することが可能である。このことは 2.3.4 節で述べる。

2.3 モデル

2.3.1 変数リスト

本章の分析では 1973 年の第 1 四半期から 2004 年の第 4 四半期にかけての四半期データを利用する。1990 年代以降の日本経済とそれ以前の日本経済が構造的に異なるかどうかを検証するため、1989 年の第 4 四半期で分割した分析も同時に行う。以下に変数のリストを挙げる。

NEX 純輸出。季節調整済み、実質値。1990 年基準のデータと 2000 年基準のデータを、1981 年の値を基に比率を求めて接合している。出所：国民経済計算年報。

GDP 国内総生産。季節調整済み、実質値。1990 年基準のデータと 2000 年基準のデータを、1981 年の値を基に比率を求めて接合している。出所：国民経済計算年報。

R コールレート。1995 年を基準に比率を求め、無担保翌日物と有担保翌日物のデータを接合している。出所：金融経済統計月報。

ER 実質実効為替レート。1973 年 3 月を 100 として指数化している。出所：金融経済統計月報。

LGDP 国内総生産（対数値）

LER 実質実効為替レート（対数値）

DNEX 純輸出（階差）

DLGDP 国内総生産（対数、階差）

DR コールレート（階差）

DLER 実質実効為替レート（対数、階差）

2.3.2 事前検定

時系列データを適切に扱うためには、データが定常であるかどうかを事前に確認しなければならない。モデルに非定常な変数が含まれている場合、見せかけの回帰などが発生し、回帰係数に関する有意性検定の結果に信頼がおけなくなるからである^{*3}。データの定常性を検定する方法として、ADF 検定^{*4}や P.P. 検定^{*5}などの単位根検定がある。単位根検定の結果からデータが非定常であると判断された場合には、そのデータに対して階差をとるなどの処理を施す必要がある。

以下の表に、各変数に対して単位根検定を行った結果を示している。観測期間を前半

^{*3}Granger and Newbold (1974) を参照。

^{*4} p 次の自己回帰過程に従う変数 y について、次式を検定（帰無仮説は $\gamma = 0$ ）する。

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \epsilon_t$$

ただし $\epsilon_t \sim iid(0, 1)$ 、 a_0 はドリフト項、 a_2 はトレンド項を表す。本章ではプロットの形状からトレンド項なしのケース ($a_0 \neq 0, a_2 = 0$) を採用した。Dickey and Fuller (1979)、Enders (2003) 等を参照。

^{*5}誤差項に残る系列相関を修正するために Dickey and Fuller (1979) の統計量を改善したもの。この検定ではラグ次数を特定する必要がない。本章ではドリフト項あり、トレンド項なしと仮定している。

表 2.1 単位根検定（四半期、前半 1973:1-1989:4）

	ADF		Phillips-Perron	
	$T(\hat{\alpha}_1 - 1)$	τ -stat	$Z(\hat{\alpha}_1)$	$Z(t)$
LGDP	0.4904	1.176	0.2248	0.4991
NEX	-3.5144	-1.6971	-2.855	-1.4607
R	-15.7517	-2.7686	-9.3639	-2.1823
LER	-6.8723	-1.7534	-4.8599	-1.4924
DLGDP	-66.1195*	-5.6364*	-76.3207*	-8.5651*
DNEX	-65.9042*	-5.7816*	-59.8003*	-7.9153*
DR	-36.9005*	-4.3098*	-29.2183*	-4.5849*
DLER	-47.2159*	-4.7344*	-41.3673*	-5.5453*

（注） $T(\hat{\alpha}_1 - 1)$ 、 τ -stat、 $Z(\hat{\alpha}_1)$ 、 $Z(t)$ はそれぞれ、単位根検定における検定統計量を表す。帰無仮説は変数が単位根を持つとし、対立仮説は単位根を持たないとしている。帰無仮説を 5% の有意水準で棄却されるものには*印をつけている。ADF テストにおける自己回帰ラグ次数には、残差項に系列相関が無い最小のものを選択している。全ての変数について、自己回帰ラグ次数は 1 期が選択された。

と後半に分割し、1973 年の第 1 四半期から 1989 年の第 4 四半期までの結果を表 2.1 に、1990 年の第 1 四半期から 2004 年の第 4 四半期までの結果を表 2.2 に示した。 $T(\hat{\alpha}_1 - 1)$ 、 τ -stat、 $Z(\hat{\alpha}_1)$ 、 $Z(t)$ はそれぞれ、単位根検定における検定統計量を表す。帰無仮説は「変数が単位根を持つ」であり、対立仮説は「単位根を持たない」である。各表をみると、ADF 検定、Phillips-Perron 検定のいずれにおいても、また観測期間の前半、後半とも、同様の結果が得られた。すなわち水準変数 ($LGDP, NEX, R, LER$) においては「単位根がある」という帰無仮説を棄却できず、階差変数 ($DLGDP, DNEX, DR, DLER$) では全ての変数で「単位根がある」という帰無仮説が棄却された。この結果から、いずれの変数も単位根を 1 つ持つ、 $I(1)$ 変数であることが確認された。

システムが $I(1)$ 変数を含んでいる場合、通常は階差をとることでデータに定常性を持たせることができる。しかし、非定常変数に長期的な関係性が見られる場合、非定常変数の線形結合が定常となる場合には、階差をとるだけでは不適切となることが知られている。この長期均衡関係は共和分と呼ばれ、モデルに誤差修正項といった処置が必要にな

表 2.2 単位根検定 (四半期、後半 1990:1-2004:4)

	ADF		Phillips-Perron	
	$T(\hat{\alpha}_1 - 1)$	τ -stat	$Z(\hat{\alpha}_1)$	$Z(t)$
LGDP	-1.3767	-1.0425	-2.3619	-1.7574
NEX	-1.7302	-0.6212	-1.7205	-0.6447
LER	-10.7979	-2.4928	-8.8882	-2.2214
R	-3.7526	-2.5317	-2.3242	-1.7154
DLGDP	-36.4256*	-4.2119*	-50.1691*	-6.7663*
DNEX	-22.8157*	-3.2057*	-54.4295*	-6.4416*
DLER	-86.6089*	-6.4573*	-54.451*	-7.1776*
DR	-18.9022*	-3.2386*	-27.5445*	-4.5449*

(注) 表 2.1 の注を参照。

る*⁶。このような議論から、以下では Johansen (1988) による共和分検定 (トレーステスト) を行う。

以下の表に共和分検定の結果を示している。1973 年から 1989 年について表 2.3 に、1990 年から 2004 年について表 2.4 にそれぞれ示した。この検定における帰無仮説は「共和分ベクトルの数が r に等しいか、または少ない」であり、対立仮説は「共和分ベクトルの数が r より大きい」である。

表 2.3 を見ると、 r が 0 の場合、また 1 以上場合のいずれも高い p 値を示しており、共和分ベクトルの数が 0 以下である可能性を棄却できない。一方表 2.4 を見ると、「共和分ベクトルの数が 2 つ以下」「1 つ以下」「0 以下」という帰無仮説はいずれも棄却され、「3 つ以下」ではじめて棄却されない結果となっている。以上の結果は、観測期間の前半には共和分の存在を確認できず、後半には 3 つの共和分ベクトルが存在することを意味する。したがって前半については単純に階差系列を用い、後半については誤差修正項を加えた分析を行う。

*⁶共和分の詳細については Engle and Granger (1987)、Hamilton (1990)、Enders (2003) 等を参照。

表 2.3 共和分検定（四半期、4 期ラグ、前半 1973:1-1989:4）

I(1)-ANALYSIS				
r	Eig.Value	Trace	Frac95	P-Value
0	0.263	49.825	53.945	0.113
1	0.218	30.260	35.070	0.156
2	0.160	14.494	20.164	0.263
3	0.051	3.337	NA	0.530

（注） r は共和分の個数、Eig.Value は固有値、Trace は検定統計量、Frac95 は有意水準 5% の臨界値、P-Value は p 値。この検定における帰無仮説は「共和分ベクトルの数が r に等しいか、または少ない」であり、対立仮説は「共和分ベクトルの数が r より大きい」である。

表 2.4 共和分検定（四半期、4 期ラグ、後半 1990:1-2004:4）

I(1)-ANALYSIS				
r	Eig.Value	Trace	Frac95	P-Value
0	0.995	221.506	53.945	0.000
1	0.981	115.697	35.070	0.000
2	0.794	36.264	20.164	0.000
3	0.208	4.672	3.561	0.332

（注）表 2.3 の注を参照。

2.3.3 VAR モデル

VAR モデルは、Sims (1980) によって提唱された多変数時系列モデルであり、全ての変数を内生的に扱うことに特徴がある。変数間の動学的な相互作用を観察することができるため、本章の問題意識に直接的に応えることができるモデルといえる。

\mathbf{x}_t 、 $\mathbf{\Gamma}_0$ 、 $\boldsymbol{\epsilon}_t$ を $(n \times 1)$ のベクトル、 $\mathbf{\Gamma}_i$ $i = 1, 2, \dots, p$ を $(n \times n)$ の行列とすると、 p 次の VAR 構造式は、次式で表される。

$$B\mathbf{x}_t = \mathbf{\Gamma}_0 + \mathbf{\Gamma}_1\mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{\Gamma}_2\mathbf{x}_{t-2} \cdots + \mathbf{\Gamma}_p\mathbf{x}_{t-p} + \boldsymbol{\epsilon}_t \quad (2.1)$$

ここで、 B は対角要素が全て 1 の $(n \times n)$ 行列を表す。 \mathbf{x}_t は全て定常な変数であると仮定する。 $\mathbf{\Gamma}_0$ は $(n \times 1)$ の定数項ベクトルを表す。 $\boldsymbol{\epsilon}_t$ は各変数の当期ショック（攪乱要因）

を表し、ホワイト・ノイズ過程を想定する。各変数の当期ショックは、何らかの外生的要因によって発生する。 ϵ_t の各ショックは平均は 0 であり、均一分散を仮定し、系列相関は無いものとする。さらに、同時期の各変数のショックは互いに無相関であると仮定する。

$$E(\epsilon_t) = 0 \quad (2.2)$$

$$E(\epsilon_t \epsilon_t') = \sigma^2 I_n \quad (2.3)$$

(2.1) 式の誘導型は、

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \cdots + A_p x_{t-p} + e_t \quad (2.4)$$

となる。ただし、

$$A_i = B^{-1} \Gamma_i \quad i = 0, 1, 2, \dots, p \quad (2.5)$$

$$e_t = B^{-1} \epsilon_t \quad (2.6)$$

である。 e_t の平均と分散共分散行列は、

$$E(e_t) = 0 \quad (2.7)$$

$$E(e_t e_t') = \Sigma \quad (2.8)$$

となる。(2.4) 式は、右辺が先決変数のみからなり、誤差項に系列相関がなく、均一分散が仮定されていることから、パラメタの推定に最小 2 乗法を用いることができる。

2.3.4 VAR 構造を規定する識別制約式

2.3.2 節の議論をふまえて、 $x_t = (DNEX_t, DLGDP_t, DR_t, DLER_t)'$ とおこう。このとき、識別制約式 B^{-1} を

$$B^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 \\ 0 & b_{32} & 1 & b_{34} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 \end{bmatrix} \quad (2.9)$$

とおく。ここで B^{-1} に対する制約が標準的なリカーシブ制約とは異なることに注意が必要である。 B^{-1} には分析者の視点による経済学的な解釈が反映される。(2.6) 式は次で表

される。

$$e_{1t} = \epsilon_{DNEX,t} \quad (2.10)$$

$$e_{2t} = b_{21}\epsilon_{DNEX,t} + \epsilon_{DLGDP,t} \quad (2.11)$$

$$e_{3t} = b_{32}\epsilon_{DLGDP,t} + \epsilon_{DR,t} + b_{34}\epsilon_{DLER,t} \quad (2.12)$$

$$e_{4t} = b_{41}\epsilon_{DNEX,t} + b_{42}\epsilon_{DLGDP,t} + b_{43}\epsilon_{DR,t} + \epsilon_{DLER,t} \quad (2.13)$$

(2.10) 式は、純輸出に関する方程式の誤差項を表す。ここでは純輸出の誤差項は、純輸出自身の当期ショックに等しいと仮定している。すなわち、純輸出は他の変数から同時ショックの影響を受けない。一般に輸出や輸入は契約ベースの取引であるから、為替レートなど他の変数の影響を瞬時には受けないことを想定している。

(2.11) 式は、GDP は自身の他に純輸出からも同時点の影響を受けることを仮定している。純輸出は GDP の構成要素であることから、純輸出ショックはの同じ期の GDP に反映されると想定している。

同様に、(2.12) 式は金利が GDP と為替レートから、(2.13) 式は為替レートが他の全ての変数から同時性ショックの影響を受ける、と仮定している。

このような形で識別制約を課したモデルは、構造 VAR モデルと呼ばれる。(2.9) 式の推定は通常用いられるコレスキー分解でなく、最尤法が用いられる。この場合尤度関数が非線形となるため、推定値は繰り返し計算によって求める。

以下の表に (2.9) の推定値を示した。表 2.5 は観測期間の前半の結果、表 2.6 は後半の結果である。Coeff は B^{-1} における 0 と 1 を除いた各要素を表し、value はその推定値、 t は t 値、Signif は有意水準を表す。各係数に期待される符号は上から順に正、正、負、正、正、正である。推定値は概ね期待される符号と有意に一致している。一致しないものも見られるが、それらは有意でない。

2.3.5 ラグ次数の選択

B^{-1} が識別されれば、(2.4) 式を推計することができる。その際に必要になるのが、適切なラグ次数 p を選択である。

一般にラグ次数の選択にはすなわち赤池情報量基準 (Akaike's Information Criterion, AIC) やシュワルツのベイズ情報量基準 (Schwarz's Bayesian Information Criterion, SBIC) などの情報量基準が用いられることが多い。本章ではこれらをベースに、

表 2.5 B^{-1} の推定値 (前半 1973:1-1989:4)

Coeff	value	t	Signif
b_{21}	1.00×10^{-6}	0.79	0.43
b_{32}	1.42	0.19	0.85
b_{34}	1289.72	0.09	0.93
b_{41}	-7.00×10^{-6}	-2.09	0.04
b_{42}	0.53	0.97	0.33
b_{43}	212.75	0.10	0.92

(注) Coeff は (2.9) 式における行列の各要素、value はその推定値。
 t は推定値の t 値、Signif は推定値の有意水準を表す。

表 2.6 B^{-1} の推定値 (後半 1990:1-2004:4)

Coeff	value	t	Signif
b_{21}	-4.45×10^{-7}	-0.45	0.65
b_{32}	9.59	2.25	0.02
b_{34}	-5.06	-2.26	0.02
b_{41}	-4.18×10^{-6}	-0.81	0.42
b_{42}	-1.17	-1.79	0.07
b_{43}	0.12	1.39	0.16

(注) 表 2.5 の注を参照。

さらに残差項に系列相関がないと判断できるまで順次ラグ次数を増やした。

AIC、SBIC の算出式は次の通り。

$$AIC = T \log |\Sigma| + 2N \quad (2.14)$$

$$SBIC = T \log |\Sigma| + N \log(T) \quad (2.15)$$

ここで T はサンプル数、 $|\Sigma|$ は (2.4) 式における誤差項 e_t の分散共分散行列の行列式、 N は推定パラメタの総数を表す。

系列相関の有無の検定には、リュング・ボックスの修正 Q 統計量を用いる。すなわち、ここではグループ内の自己相関の全てが 0 であることを検定する。帰無仮説 (H_0) と対立

仮説 (H_1) は次の通り。

$$H_0 : r_1 = r_2 = \cdots = r_s = 0$$

$$H_1 : \text{自己相関のいずれかが } 0 \text{ でない}$$

ただし r_s は s 期離れた自己相関を表す。 s は推定するパラメタの数より大きな任意の整数である。まず、ボックス・ピアスの Q 統計量は次式で表される。

$$Q^{BP} = T \sum_{k=1}^s r_k^2 \quad (2.16)$$

次に、これを修正した、リュング・ボックスの修正 Q 統計量は次式で表される。

$$Q = T(T+2) \sum_{k=1}^s r_k^2 / (T-k) \quad (2.17)$$

ここで Q は自由度 s の χ^2 分布に従う。 Q が一定の有意水準で臨界値を超える場合には、任意の期間にわたる自己相関が全てゼロという帰無仮説は棄却され、系列相関が残っていると判断される。 Q が十分に小さいとき、系列相関はないとみなされる。

ここでは、 $s = 8$ とした。本章では四半期データを扱うことから、8 期は 2 年間にわたる系列相関の有無について検定することを意味する。修正 Q 統計量は、VAR の誤差項 e_t において、(2.17) 式を用いて検定する。

各検定の結果、観測期間の前半においても後半においても、適切な VAR ラグ次数として 4 期が選択された。

2.4 インパルス反応関数を用いた分析

前節までの事前検定 (単位根検定、共和分検定)、同時性の識別、ラグ次数の決定を経て、VAR モデルが推定される^{*7}。本節では推定結果から計測されるインパルス反応関数を用いて、(2.1) 式における構造的なショック ϵ_t に対して、各変数がどのように反応するのかを動学的に観察する。(2.9) の仮定は、構造ショックに対する同時点での影響を示すものである。したがってその推定値はインパルス反応関数のゼロ期の値と等しい。

図 2.2、図 2.3 ではそれぞれ、構造ショックに対するインパルス反応関数を描いている。階差系列である純輸出 ($DNEX$) と金利 (DR) は四半期でみた前期との水準差の反応を

^{*7} 観測後期については誤差修正項を含んだ VEC モデル。

示している。一方、対数階差系列である生産 ($DLGDP$)、為替レート ($DLER$) は前期比成長率でみた反応と解釈することができる。

まず、図 2.2 の結果を解釈しよう。図の 1 列目は純輸出増加のショック (Impulse Responses) に対する GDP、金利、為替レートの反応 (Responses of) を表す。純輸出ショックに対して有意でない部分があるものの、GDP、金利、為替レートは概ね上昇している (為替レートの上昇は自国通貨の増価を意味する)。この解釈として、純輸出の増加が時間経過とともに GDP を押し上げ、景気の拡大から資本市場に需要超過が発生して金利が上昇し、金利の上昇が国内に資本流入をもたらして増価圧力となっていることが考えられる (ただし GDP の反応は有意ではない)。

2 列目は GDP ショック (需要ショックと解釈される) の反応をみたものである。ショックに対して金利は有意に上昇しているものの、純輸出や為替レートには有意な反応が見られない。3 列目は金利上昇ショックの反応をみたものである。金利上昇ショックは GDP に対して若干の引き締め効果を持つものの、純輸出や為替レートには有意な反応を示さなかった。

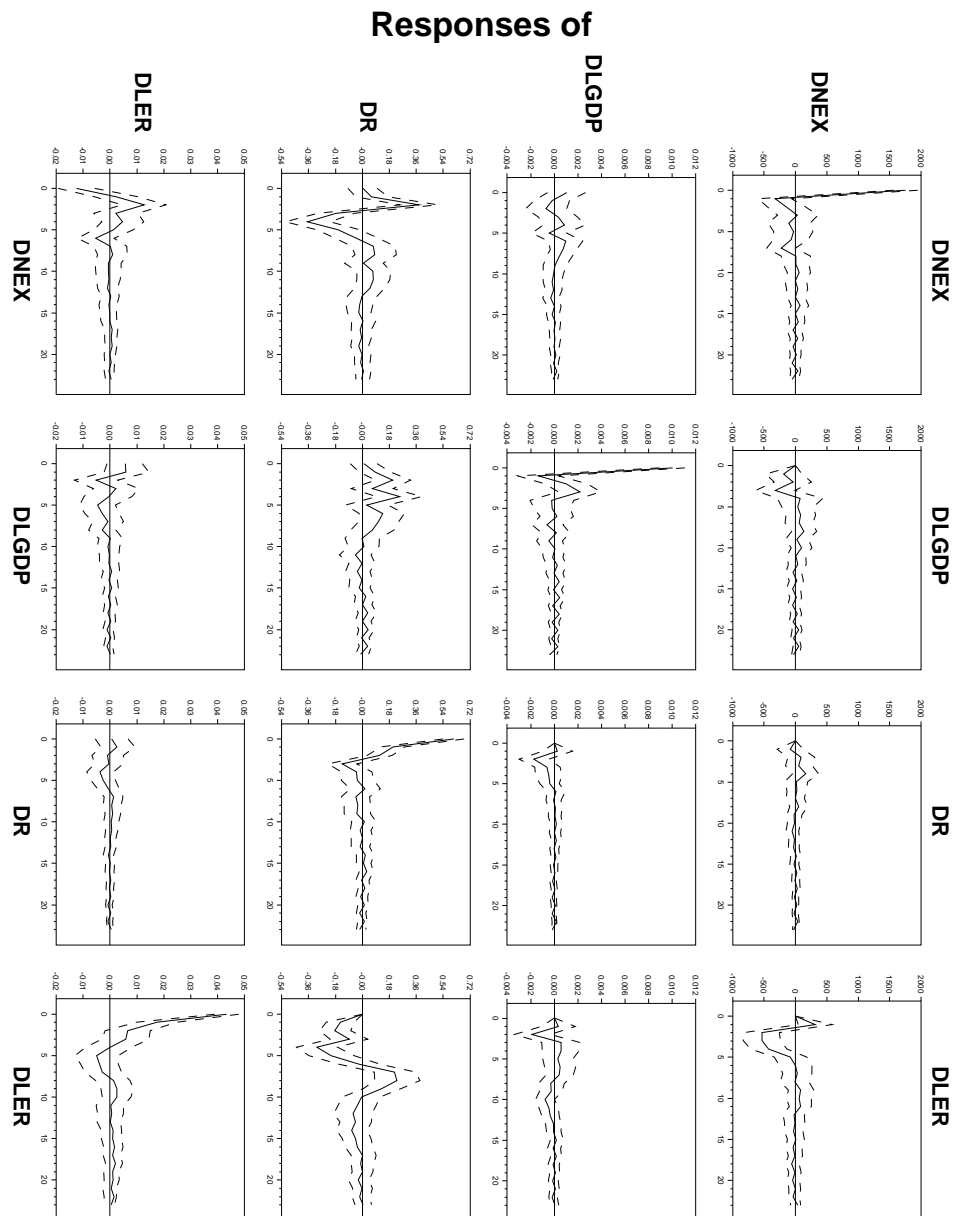
4 列目は為替レートの予期しない増価ショックに対する反応をみたものである。この反応から、為替レートのマクロ調整について考察することができ、本章の問題意識と対応する。純輸出の反応を見ると、為替レートの増価に対して初期にはむしろ増えている。これはいわゆる J カーブ効果と解釈することができ、Boyd et al. (2001) を支持する結果といえる。純輸出は J カーブ効果を経て、その後は有意に減少している。これは、為替レートが持つ純輸出に対する調整のメカニズムが機能した結果と解釈できる。

また為替レートの増価は景気を悪化させ、金利の下落をもたらしている。以上から、少なくとも 1973 年から 1989 年に関しては、マクロ経済変数は概ね期待される反応を示しているといえる。また、為替レートのマクロ調整機能についても確認できたといえよう。

続いて、図 2.3 を図 2.2 と比較しながら確認しよう。純輸出ショックに対する反応 (1 列目) は、図 2.2 とほぼ同じであるが、金利の反応が有意でなくなっている。金利は他のショックに対してもほぼ有意でなくなっていることから、バブル崩壊後の景気悪化に伴って政策金利が継続的に引き下げられ、特に 1999 年以降はゼロ金利となっていることが影響していると思われる。これと同様に、この間の金利上昇ショックの反応 (3 列目) もほとんど観察することができない。また需要ショックの反応 (2 列目) も有意な結果は得られない。

しかし為替レートショックに対しては(4列目)、純輸出は図 2.2 と同様に減少している。GDP の反応は有意でなくなったものの減少しており、金利は有意に下落している。これらの結果は重要な意味を持ち、本章の主要な結論の一つでもある。まず、図 2.3 において GDP や金利の反応が弱くなっていることから、バブル崩壊を期に日本経済のマクロ構造が変化した可能性が指摘できる。さらに、そうした構造変化を経てもなお、為替レートのマクロ調整機能に限って言えば依然有意に働いていることも指摘できよう。すなわち、2.2 節で言及した仮説(構造変化に伴うマクロ調整機能の消失)は否定される。

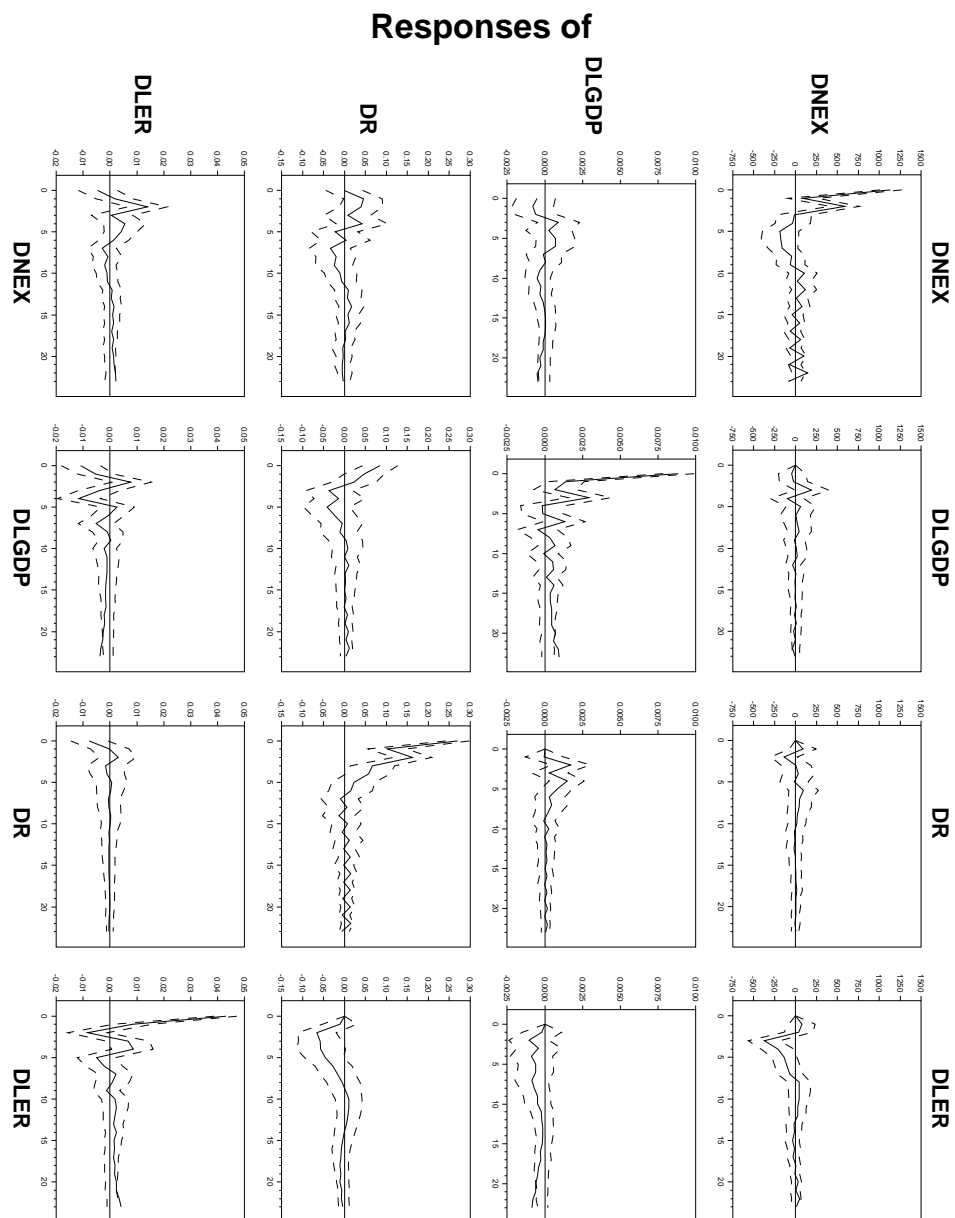
Impulse responses



(注) 点線は標準誤差バンドを表す。

図 2.2 インパルス反応関数 (四半期、4 期ラグ、前半 1973:1-1989:4)

Impulse responses



(注) 図 2.2 の注を参照。

図 2.3 インパルス反応関数 (四半期、4 期ラグ、後半 1990:1-2004:4)

2.5 おわりに

本章では、為替レートに期待されるマクロ経済調整機能に関して、その意味を整理し、為替レートの経常収支調整に焦点をあてた実証分析を行った。変数間の相互依存関係や時間的なラグの存在を考慮し、VAR モデルを採用した。1990 年ごろのバブル経済崩壊を境に長期にわたる景気停滞を経験した日本を分析の対象とし、1990 年以前と以後で、為替レートと他のマクロ経済変数との関係に変化が生じているかどうかという問題も検証した。

実証分析から、為替レートの増価は経常収支を減少させること、すなわち為替レートが経常収支を調整する役割を果たしていることが明らかになった。この調整機能は、他のマクロ経済変数間の反応に変化が見られた 1990 年以後の経済構造においても、有意に働いていた。このことは、日本で 1973 年以来続いている変動相場制が少なくとも国際収支均衡という意味においては、バブル崩壊後の日本経済においても重要な役割を果たしていることを示唆している。

終わりに、今後の課題を挙げる。本章では、為替レートと経常収支に焦点をあてた分析を行った。しかし 2.2 節で述べたように、為替レートには国際的な効率的資源配分の達成という意味においても調整機能が期待されている。また本章では、為替レートがマクロ経済に及ぼす影響を議論する際に、純粋な支出切り替え効果のみを扱っているため、為替レート変動によって企業や家計のバランス・シートに変化が生じ、その結果消費や投資の資産効果が生じるといったことは想定していない。今後はこれらの効果についても検討したい。

第 3 章

為替レートと日本の金融政策 長期 制約 VEC モデルアプローチ

3.1 はじめに

本章では、1980 年代から 1990 年代にかけての、日本における為替レートと金融政策の相互依存関係について検証する。分析には短期制約の構造 VAR(vector autoregression) モデルと長期制約 VEC(vector error correction) モデルと呼ばれる 2 つのモデルを用いる。

このために本章ではまず、1980 年代から 90 年代にかけての金融政策の有効性について検証しよう。予期されない金融政策ショックに対し、為替レートを含めたマクロ経済変数がどのように反応するかを計測し、理論に符合するかどうかを確認する。そうした後に、確率的な為替レートショック（為替レートを不安定化させるようなショック）の発生に対して金融政策がどのような反応を示していたかを検証する。

金融政策の最終目標は物価や実体経済活動水準（実質 GDP や失業率）であるが、そこに到るには長い経路と時間を要する。そこでマネーサプライや長期金利などの中間目標を置き、さらにそれらに密接な関係を持つ操作目標を設定する。中央銀行は金融政策の運営に際し、この操作目標を調整する。1960 年代から 70 年代にかけて各国でインフレ率が高まった際には、マネーサプライ（マネーストック）のコントロールが重視されたが、その後、IT 技術・通信手段の進歩や金融自由化のためにマネーに類似した金融商品が多数登場し、マネーサプライの範囲の決定が困難となった。そのため、いわゆるゼロ金利制約に

直面する以前の 1990 年代にかけて、短期金利が操作目標としての役割を担ってきた^{*1}。

さて、日本の貿易依存度は EU 諸国に比べて高くないが、自動車や電気・機械製品等の輸出が日本の主要な産業となっており、貿易に影響を与える為替レートの動向には強い関心が向けられている。実際、金利を用いたいわゆる伝統的金融政策の時期には、政策運営が為替レートの動きに誘発された部分も少なくなかったと思われる^{*2}。そこで本章では、当時の日本の金融政策がどの程度為替レートをにらんだものになっていたのかを検証したい。

2000 年代以降はゼロ金利政策あるいは量的緩和政策が採られたため、金利変数がゼロ近くに張り付いてしまい、金利変動が観察されない事態となった。2000 年代以降はすなわち「非伝統的金融政策」の世界に入ったため、本章で採用する金利変数を含んだモデルが機能しなくなるという問題をはらんでいる。しかし今日のデフレからの脱却が実現すれば、再び金利変動が見られるようになると思われるため、為替レートと金利政策の関係を分析しておくことの意義は依然として大きいと考える。その意味でも、我々の分析対象となる期間は 1980 年代、1990 年代に限定することにしたい。

短期金利と為替レートの相互関係については、既に多くの研究蓄積がある。Engel and West (2006) は、金利と為替レートを巡る議論を整理し、これを 4 つの潮流に分類している。1 つ目は、Kim (2002) など採用されている、VAR モデルを用いた分析である。2 つ目は、実質為替レート変動を利子率とリンクがある要因と利子率で説明できない要因とに分解し、金利平価について検証するものである^{*3}。3 つ目は Benigno and Benigno (2001) のような動学的確率的一般均衡モデルを用いた分析である。ここでは為替レートは自国財と外国財の相対価格を表す変数として扱われる^{*4}。相対価格は各国の金融政策にも影響を受けるため、それらの関係性がもたらす影響はモデル全体に及んでいる。4 つ目は、経済理論に基づいて「想定為替レート」を推定し、これを現実の為替レートと比較するものである。Engel and West (2006) は、為替レートを自国と外国の生産量格差やインフレ率格差の関数で表現し、自国と外国の金融政策ルールと紐付けている。モデルベースの想定為替レートと 1979 年から 1988 年のドイツマルク・ドルレートとを比較し、両者

^{*1}このような金融政策運営の変遷については翁 (2011) が詳しい。

^{*2}例えば田中 (2006) は日本の金融政策に政策反応関数のレジームシフト分析を適用し、1973 年から 1998 年までの 25 年あまりに複数の期間で為替レートが政策目標の一つに選択されていたことを示している。

^{*3}Edison and Pauls (1993)、Baxter (1994) 等を参照

^{*4}このような分析は本稿第 4 章、第 5 章で扱う。

の統計的性質にいくつかの類似性が見られることを報告している。これらの先行研究はいずれも、為替レートと金利との間に強い関係性があるとの見方を支持するものである。

以上のうち、本章と特に関連のある研究は1つ目のKim (2002)である。Kim (2002)は、構造VARモデルを用いて欧州為替相場メカニズム(ERM)の時代のドイツ、フランス、デンマークの金融政策について実証分析を行い、(1)各国間で為替レート安定化に対する中央銀行のスタンスに非対称性が見られたこと、(2)ドイツ以外の国の方がドイツに比べて為替レートの安定化に積極的であったことを報告している。本章では、為替レート安定化に対する中央銀行のスタンスという意味でKim (2002)と問題意識を共有しており、3.3.1節の分析もKim (2002)に倣っている。本章では、生産、消費者物価、短期金利、マネーサプライ、名目円ドル為替レートの5変数からなるシステムを想定する。

以下に本章の構成を述べる。まず3.2節で、モデルに利用するデータについて述べ、2章と同様の手法で事前検定として単位根検定と共和分検定を行う。次に3.3節で、モデルの概要を述べ、インパルス応答関数を計測する。頑健性の観点、理論上の観点から、本章ではモデルに2種類の異なる制約を課し、それぞれについて分析を試みたことに特徴がある。まず3.3.1節では短期制約の構造VARモデルを用い、続く3.3.2節では長期制約のVECモデルを用いる。3.4節で本章の結論を述べる。

3.2 データと事前検定

本章では1980年1月から1999年1月までの月次データを利用する。本節では、上述の変数についての詳細を紹介し、時系列分析のために必要な事前検定を行う。分析に用いたデータについては、表3.1にまとめている。以下表記上のルールとして、 IR 、 CPI 、 M 、 ER について、対数をとったものには L を、階差をとったものに D をつけることとする。例えば、 CPI に対し、対数化した後に階差をとったものについて $DLCPI$ と表記する。

生産などマクロ経済変数の多くはトレンドを持ち非定常過程にしたがう可能性がある。ここで単位根検定を行い、変数の定常性について検証しておこう。

以下本章では、バブルとその崩壊を経て経済構造や金融政策のスタンスに変化があった可能性を考慮し、観測期間を1980年代(1980年1月-1989年12月)と1990年代(1990

表 3.1 使用データ一覧

	変数	備考
<i>IP</i>	生産	鉱工業生産指数（付加価値額ウェイト、季節調整済、2000年 = 100）出所：経済産業省『生産・出荷・在庫指数確報』
<i>CPI</i>	物価	消費者物価指数（原指数、中分類、総合、2000年 = 100）。出所：日本銀行『物価統計月報』
<i>R</i>	金利	コールレート。無担保翌日物と有担保翌日物のデータを用い、1995年の年平均値を基準に比率を求めて接合している。出所：日本銀行『金融経済統計月報』。
<i>M</i>	貨幣	マネーサプライ（平均残高、季節調整済）。出所：日本銀行『マネーサプライ（マネーストック）』
<i>ER</i>	為替	東京外国為替市場、円相場（銀行間直物）中心レート。出所：日本銀行

(注)1998年4月以降のマネーサプライは外国銀行在日支店、外資系信託銀行、信金中央金庫を加えたベースに変更している。1998年3月以前はそれらを含まない。

年1月-1999年1月) とに分割する^{*5}。

単位根検定のアルゴリズムとして、ここでは Augmented Dicky-Fuller(ADF) 検定^{*6}と Phillips and Perron (1988) による検定^{*7}の2種類を用いた。表 3.2 に 1980 年代の結果を、表 3.3 に 1990 年代の結果を、それぞれ記している。観測期間は便宜上分割されているが、単位根検定の結果はどちらも概ね同様である。表 3.2、表 3.3 とともに、水準の変数 (*LIP*、*LCPI*、*R*、*LM*、*LER*) ではいずれの検定統計量においても「変数が単位根を持つ」という帰無仮説は棄却されず、1 階の階差をとった系列では全て棄却される。従って、

^{*5} バブルやゼロ金利政策、量的緩和政策の他にも、1990 年代にかけて様々な形ですすめられた金融自由化等、考慮すべき事象は数多くある。構造変化の可能性については検証の余地があり、今後の課題としたい。

^{*6} p 次の自己回帰過程に従う変数 y について、次式を検定 _{p} (帰無仮説は $\gamma = 0$) する。

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \epsilon_t$$

ただし $\epsilon_t \sim iid(0, 1)$ 、 a_0 はドリフト項、 a_2 はトレンド項を表す。本章ではプロットの形状からトレンド項なしのケース ($a_0 \neq 0, a_2 = 0$) を採用した。Dickey and Fuller (1979)、Enders (2003) 等を参照。

^{*7} 誤差項に残る系列相関を修正するために Dickey and Fuller (1979) の統計量を改善したもの。この検定ではラグ次数を特定する必要がない。本章ではドリフト項あり、トレンド項なしと仮定している。

表 3.2 単位根検定 (1980:1-1989:12)

	ADF		Phillips-Perron	
	$T(\hat{\alpha}_1 - 1)$	τ -stat	$Z(\hat{\alpha}_1)$	$Z(t)$
LIP	0.33	0.42	0.22	0.25
LCPI	-2.85	-1.77	-2.17	-2.18
R	-5.51	-1.81	-7.49	-2.40
LM	0.28	0.66	0.32	1.09
LER	-0.52	-0.35	-0.62	-0.40
DLIP	-229.3*	-10.54*	-157.1*	-15.88*
DLCPI	-230.2*	-10.49*	-67.17*	-10.16*
DR	-123.1*	-7.94*	-106.6*	-11.39*
DLM	-598.3*	-16.18*	-99.97*	-16.47*
DLER	-81.0*	-6.29*	-105.1*	-9.69*

(注) $T(\hat{\alpha}_1 - 1)$ 、 τ -stat、 $Z(\hat{\alpha}_1)$ 、 $Z(t)$ はそれぞれ、単位根検定における検定統計量を表す。帰無仮説は変数が単位根を持つとし、対立仮説は単位根を持たないとしている。帰無仮説を 5% の有意水準で棄却されるものには*印をつけている。ADF テストにおける自己回帰ラグ次数には、残差項に系列相関が無い最小のものを選択している。全ての変数について、自己回帰ラグ次数は 1 期が選択された。

これらはいずれも $I(1)$ 変数であると判断する*⁸。

次に、Johansen (1988) による共和分検定を行う。表 3.4 に 1980 年代の結果を、表 3.5 に 1990 年代の結果を示している。表 3.4 をみると、「共和分ベクトルの数が 0 以下」という帰無仮説は棄却される。「共和分ベクトルの数が 1 以下」という帰無仮説については、5% の有意水準では棄却されないものの、10% の有意水準では棄却されている。続く「2 以下」では 10% の有意水準であっても帰無仮説は棄却されない。従って上記の結果は 0~2 個以下の間で幅を持って解釈する必要がある。

表 3.5 では、 r が 0 以下、1 以下という帰無仮説はいずれも 5% の有意水準で棄却される。 r が 3 以下という帰無仮説は 5% の有意水準では棄却されるものの、10% の有意水準では棄却されない。各期間の共和分の数是有意水準の取り方によって異なる解釈ができ、一様に結論付けることは難しい。

*⁸金利 R については、値に 0 が含まれるために対数化していない。

表 3.3 単位根検定 (1990:1-1999:1)

	ADF		Phillips-Perron	
	$T(\hat{\alpha}_1 - 1)$	τ -stat	$Z(\hat{\alpha}_1)$	$Z(t)$
LIP	-3.13	-1.15	-5.32	-1.60
LCPI	-5.33	-2.77	-3.85	-3.58
R	-1.08	-0.88	-1.09	-0.87
LM	-0.16	-0.16	-0.05	-0.05
LER	-5.12	-1.74	-4.66	-1.69
DLIP	-147.0*	-8.57*	-151.8*	-13.89*
DLCPI	-186.2*	-9.37*	-58.6*	-8.22*
DR	-224.8*	-10.48*	-140.1*	-16.44*
DLM	-396.5*	-13.85*	-98.4*	-13.40*
DLER	-95.2*	-6.62*	-89.7*	-8.80*

(注) 表 3.2 の注を参照。

共和分は変数間の長期的な均衡関係を表すものであり、これを覆すような構造変化が頻繁に起こるとは考えにくい。そこで、仮に共和分の数観測の全期間を通じて一定とし、すなわち観測期間を伸ばしてデータの信頼度を高めたうえで共和分検定を行い、その結果を本モデルにおけるデータセットの共和分の数とみなすこととする^{*9}。表 3.6 にその結果を記している。これをみると、5%、10% のいずれの有意水準においても共和分ベクトルの数は 2 と判断される^{*10}。

3.3 モデル

VAR モデルは、Sims (1980) によって提唱された多変数時系列モデルであり、全ての変数を内生的に扱うことに特徴がある。変数間の動学的な相互作用を観察することができるため、分析に適している。以下 3.3.1 節、3.3.2 節の議論は、Enders (2003)、宮尾 (2006)、

^{*9} もちろん、長期均衡関係が覆るほどの構造変化が起きている可能性は否定できないことに注意。

^{*10} 共和分の数が決まれば長期制約の解釈が妥当になるという技術的側面も考慮している。この点については後述する。

表 3.4 共和分検定（前半、1981:1-1989:12）

I(1)-ANALYSIS				
r	Eig.	T	F95	P
0	0.4	110.2	76.8	0.0
1	0.19	53.2	53.9	0.06
2	0.15	31.9	35.0	0.11
3	0.09	14.9	20.2	0.24
4	0.04	4.55	9.14	0.35

（注） r は共和分の個数、Eig. は固有値、 T はトレース検定統計量、 $F95$ は有意水準 5% の臨界値、 P は p 値。この検定における帰無仮説は「共和分ベクトルの数が r に等しいか、または少ない」であり、対立仮説は「共和分ベクトルの数が r より大きい」である。

表 3.5 共和分検定（後半、1990:1-1999:1）

I(1)-ANALYSIS				
r	Eig.	T	F95	P
0	0.45	117.8	76.8	0.00
1	0.19	54.6	53.9	0.04
2	0.15	32.9	35.1	0.09
3	0.09	15.6	20.2	0.20
4	0.06	6.25	9.14	0.18

（注）表 3.4 の注を参照。

Jang and Ogaki (2004) などに基いている。また 2.3.4 節 (p.27 ~) も参照されたい。

前述のように、VAR モデルを用いた実証分析では、推定モデルの残差系列から元の経済構造を復元する際の識別が問題になる。すなわち、技術的問題と経済学的視点の両面からパラメタに制約を課し、適切に復元する必要がある^{*11}。

本章ではモデルの識別に際し、構造ショックに同時性制約を課す短期制約と、変数間の長期均衡関係に制約を課す長期制約の 2 つを用いる。3.3.1 節では前者を、3.3.2 節では後者をそれぞれ扱う。

^{*11}Enders (2003) 等を参照。

表 3.6 共和分検定 (全期間、1981:1-1999:1)

I(1)-ANALYSIS				
r	Eig.	T	F95	P
0	0.38	156.3	76.8	0.00
1	0.13	54.9	53.9	0.04
2	0.06	25.0	35.1	0.40
3	0.03	11.3	20.2	0.57
4	0.02	4.66	9.14	0.33

(注) r は共和分の個数、Eig. は固有値、T はトレース検定統計量、F95 は有意水準 5% の臨界値、P は p 値。
この検定における帰無仮説は「共和分ベクトルの数が r に等しいか、または少ない」であり、対立仮説は「共和分ベクトルの数が r より大きい」である。

3.3.1 短期制約の構造 VAR モデル

p 次の VAR モデルの構造形は、次式のように表される。

$$B(L)x_t = \mu + \epsilon_t \quad (3.1)$$

$$B(L) = B_0 - \sum_{i=1}^p B_i L^i$$

ただし、 x_t は、 n 変数ベクトル、 μ は n 次の定数項ベクトル、 B_i ($i = 1, 2, \dots, p$) は $(n \times n)$ の係数行列、 L はラグオペレータを表す。 ϵ_t は構造的ショックを表し、 $E(\epsilon_t) = 0$, $E(\epsilon_t^2) = \Sigma_\epsilon$ である。このモデルの誘導形は、両辺に B_0^{-1} をかけて、

$$B_0^{-1}B(L)x_t = B_0^{-1}\mu + B_0^{-1}\epsilon_t$$

$$A(L)x_t = \mu^* + u_t \quad (3.2)$$

$$A(L) = I - \sum_{i=1}^p A_i L^i$$

$$B_0^{-1}B(L) = A(L), \quad B_0^{-1}B_i = A_i, \quad B_0^{-1}\mu = \mu^*, \quad B_0^{-1}\epsilon_t = u_t \quad (3.3)$$

と表される。VAR モデルの誘導形 (3.2) 式は、最小 2 乗法で推定することができる。

u_t の分散共分散行列は $B_0^{-1}\epsilon_t = u_t$ から、

$$\Sigma_u = B_0^{-1}\Sigma_{\epsilon_t}(B_0^{-1})' \quad (3.4)$$

である。

(3.1) 式は、次式のように、VMA 表現に変換することができる。

$$x_t = \Gamma(1)\mu + \Gamma(L)\epsilon_t \quad (3.5)$$

$$\Gamma(1) = \Gamma_0 + \sum_{i=1}^{\infty} \Gamma_i$$

$$\Gamma(L) = \Gamma_0 + \sum_{i=1}^{\infty} \Gamma_i L^i$$

(3.5) 式の誘導形を、次のように導出する。

$$x_t = \Gamma(1)\mu + \Gamma(L)\epsilon_t \quad (3.6)$$

$$= \Gamma(1)\mu + \Gamma(L)B_0 B_0^{-1}\epsilon_t$$

$$= \Gamma(1)\mu + C(L)u_t \quad (3.7)$$

ただし $\Gamma(L)B_0 = C(L)$ 。本節では、 $\Sigma_\epsilon = I$ と仮定する(したがって、 $\Sigma_u = B_0^{-1}(B_0^{-1})'$)。

以下の議論では上述の 5 変数システムを用い、 $x_t = (LIP_t, LCPI_t, R_t, LM_t, LER_t)'$ とおく。同時点における係数行列を B_0 とすると、 B_0 に次のような制約を課す。

$$B_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & b_{34} & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & 1 \end{bmatrix} \quad (3.8)$$

このとき (3.1) は次のようになる。

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & b_{34} & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} LIP_t \\ LCPI_t \\ R_t \\ LM_t \\ LER_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \\ \mu_{3t} \\ \mu_{4t} \\ \mu_{5t} \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^p B_i L^i \begin{bmatrix} LIP_t \\ LCPI_t \\ R_t \\ LM_t \\ LER_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \\ \epsilon_{3t} \\ \epsilon_{4t} \\ \epsilon_{5t} \end{bmatrix} \quad (3.9)$$

このように B_0 は、連立方程式体系における、変数間の同時性を規定する行列である。このような制約は、 B_0 に直接的な制約を課すことから短期制約と呼ばれている。一般に (3.8) 式には、推定が容易であるという利便性から、下三角行列によるリカーシブ型の制約が課されることが多い。しかしここでは、より経済学的な意味を与えることが可能な、非リカーシブ型の制約を課す。

B_0 の 1 行目と 2 行目は、実物部門の動きを反映している。1 行目は、財市場の均衡を表す。財市場では、企業の価格変更に伴うラグや調整コストを考慮し、同時点からの影響

を受けないものとする。また金融部門からの影響も同様にラグを伴うと想定する。ここで ϵ_{1t} 、 ϵ_{2t} をそれぞれ財の供給ショック、需要ショックとしよう。

3 行目は中央銀行の政策反応関数である。中央銀行は当該時点で入手可能な全ての情報集合をもとに政策運営にあたると考えられる。ただし情報の遅れを想定し、生産と物価からは同時点の影響を受けないものとする。

技術的な制約から、 $b_{35} = 0$ という制約を課している。 b_{35} は為替レートに対する係数であり、これは中央銀行はリアルタイムに入手可能な為替レートに関する情報を参照せずに政策運営を行うという仮定である。この仮定によって、同時性の問題（金融政策と為替レートが同時に互いの値を参照するために識別が困難になる問題）を回避している。同時性制約については Kim (2002) を参照。次節ではこのような仮定を置くことなしに識別が可能な別の手法を採用している^{*12}。 ϵ_{3t} は予期されない金融引き締めショックである。

4 行目、5 行目は金融部門を反映している。4 行目は貨幣需要関数、5 行目は外国為替市場である。金融変数は情報の変化に応じて即座に値が変動するため、多くの変数から同時点での影響を受ける。

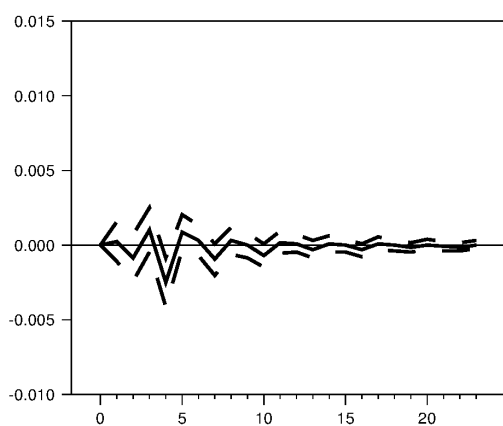
以上の想定から、(短期制約) 構造 VAR はショック項を識別でき、システムの推定が意味を持つ。ただし事前検定の結果から各変数は $I(1)$ 変数であり、かつ共和分関係にあるため、Engle and Granger (1987) による誤差修正形式を用いて推定する必要がある。ラグ次数 ($= p$) は 5 期を選択しており、これは水準 VAR モデルにおける 6 期 (6 ヶ月) に相当する。

以下では、推定 VAR モデルから導出したインパルス反応関数を用いて、(1) 金融政策ショックに対してマクロ変数、特に為替レートはどのように反応するのか (2) 為替レートを不安定化させるようなショックに対して、金融政策はどのような反応をするのか、という 2 点についてみていこう。

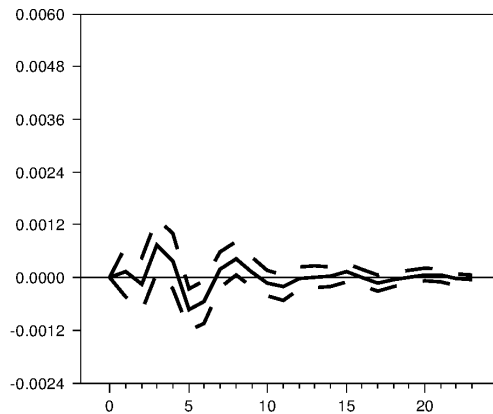
図 3.1、図 3.2 は金融政策ショックに対する変数の反応を示している。図 3.1 は観測期間の前期、図 3.2 は後期についてみたものである。

観測期間の前期と後期のいずれをみても、インプリケーションは概ね同様である。金融引き締めショックに対して、(b) 消費者物価は多少の振幅があるものの短期的には下落している。しかしながら (a) 鉱工業生産には有意な反応がみられず、(d) マネーサプライの振

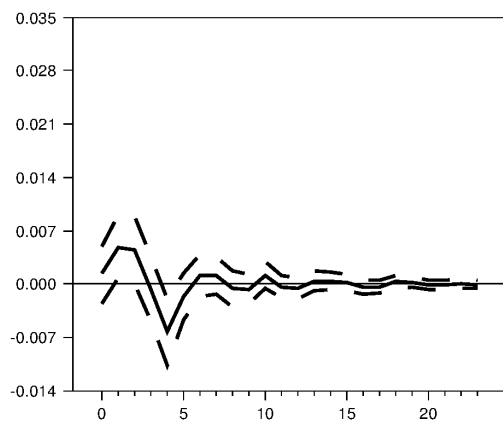
^{*12} また本稿第 4 章、第 5 章では理論モデルに基づいてこの点について検証している。



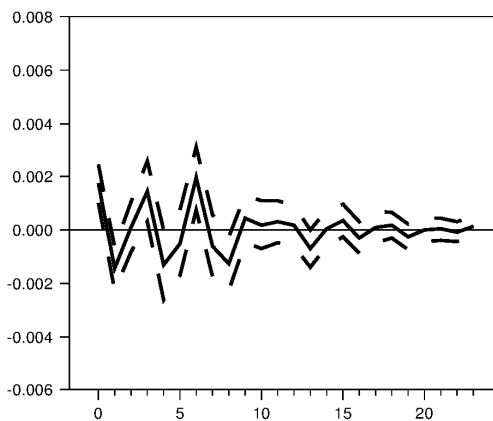
(a) 鉱工業生産



(b) 消費者物価指数



(c) 為替レート



(d) マネーサプライ

(注) 点線は標準誤差バンドを表す。

図 3.1 金融引き締めショックに対するインパルス反応 (1981:1-1989:12、短期制約)

幅が大きくなっている。(c) 為替レートは前期と後期でやや異なっている。前期では、為替レートは金利上昇ショックに反応して減価しており、為替レートパズルに直面している可能性がある^{*13}。後期にはそれがやや解消されている。以上から、この期間の金融政策ショックは、金融面への影響が確認できるものの実物経済への影響はきわめて限定的であったといえよう。

次に図 3.3、図 3.4 に為替レートショックに対するインパルス反応を示している。ここ

^{*13}Jang and Ogaki (2004) は、金融政策ショックに対する為替レートの反応を短期制約でなく長期制約を課して分析すると、為替レートパズルが解消されると報告している。

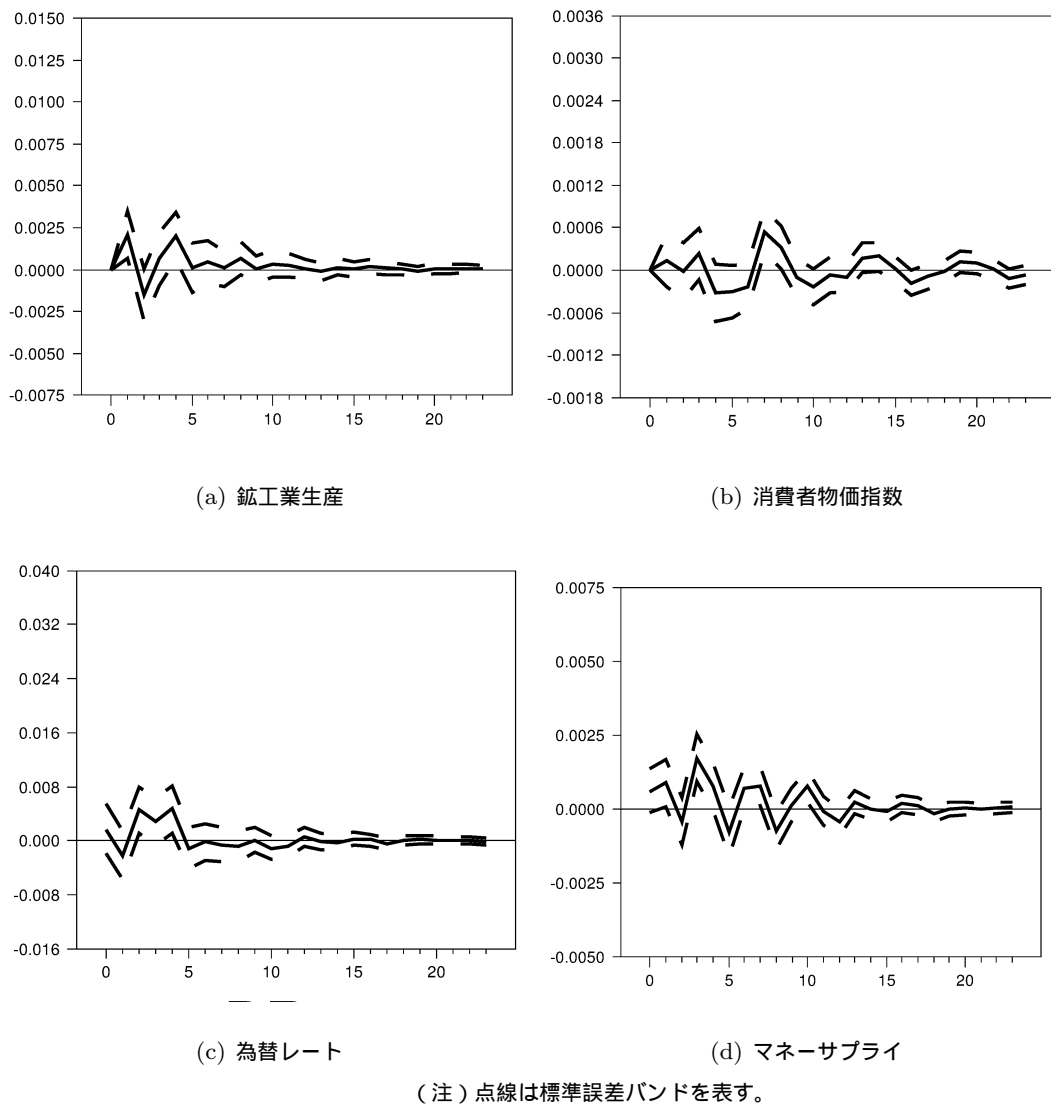
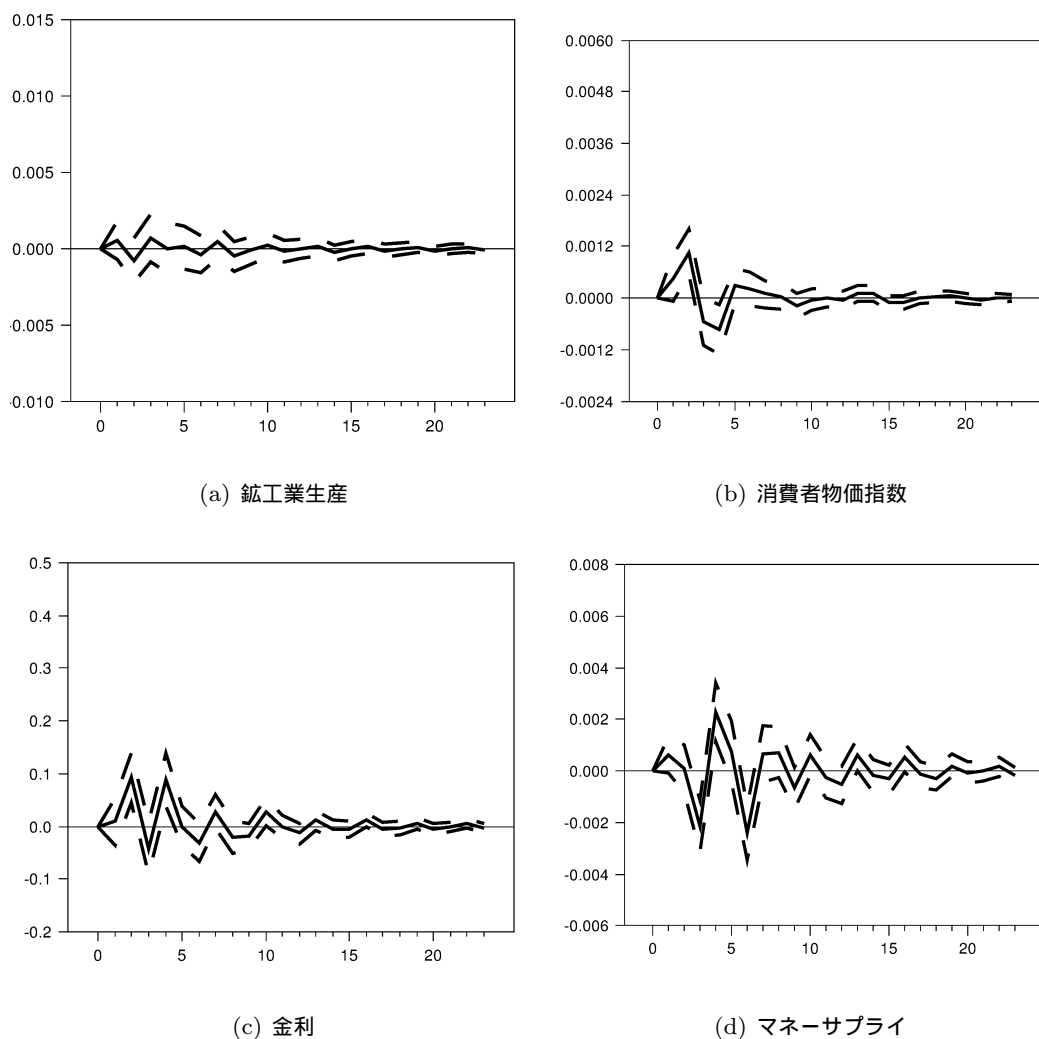


図 3.2 金融引き締めショックに対するインパルス反応 (1990:1-1999:1、短期制約)

で為替レートショックは、国内外の金融資産に対するの選好の変化や、市場参加者の期待形成方法の変化、相対的なリスク変化など、外国為替市場に生じる攪乱と解釈される^{*14}。

まず前期 (図 3.3) をみると、予期しない為替レートの減価に対して (b) 消費者物価が上昇していることから、輸入物価を通じた為替レートのパススルーは一定程度有効であったことが考えられる。為替レート減価に伴う消費者物価上昇圧力に対して、(c) 金利は多少の振幅を示すものの概ね上昇している。すなわち中央銀行はこれらの変動に対して金融引

^{*14}Kim (2002) 等を参照。

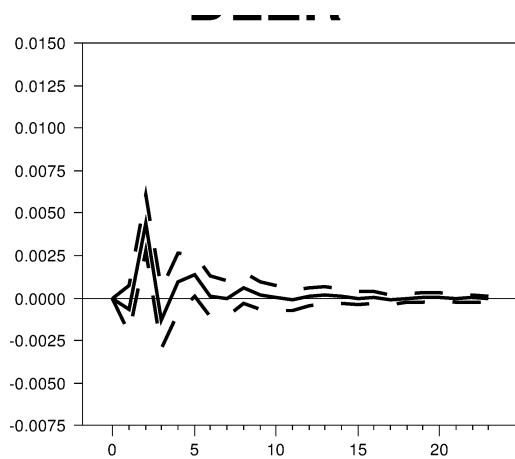


(注) 点線は標準誤差バンドを表す。

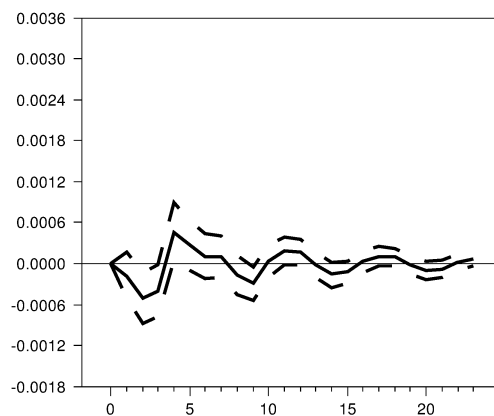
図 3.3 為替レートショックに対するインパルス反応 (1981:1-1989:12、短期制約)

き締めによって対応していたことが考えられる。一方で、(a) 鋁工業生産は有意な反応を見せていない。(d) は金利の動きを反映していることが考えられるが、その動きは不安定である。

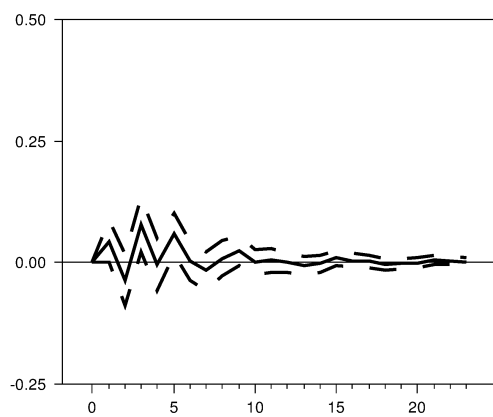
後期には、(b) 消費者物価が短期的に下落しているにもかかわらず (c) 金利が上昇している。これは為替減価に伴う支出スイッチ効果から輸出が促進され (a) 鋁工業生産の増産をもたらし、中央銀行はそれに反応して (c) 金利を引き上げたことが考えられる。あるいは、予期しない為替レート減価を嫌った中央銀行が為替安定の為に金利を引き上げた可能性がある。これらを反映して (d) マネーサプライは上昇している。



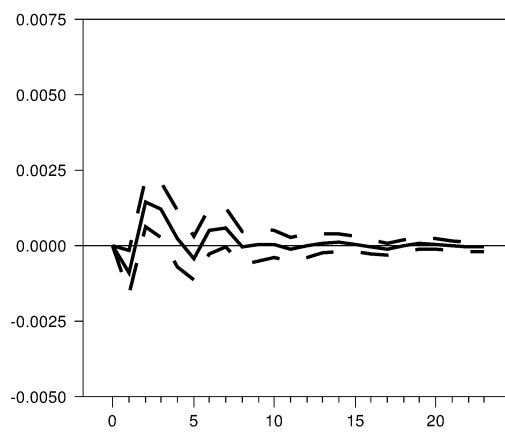
(a) 鉱工業生産



(b) 消費者物価指数



(c) 金利



(d) マネーサプライ

(注) 点線は標準誤差バンドを表す。

図 3.4 為替レートショックに対するインパルス反応 (1990:1-1999:1、短期制約)

3.3.2 長期制約 VEC モデル

前節では、 B_0 に (3.8) 式のような制約を課すことでモデルを識別し、構造形パラメタを復元した。一方本節では、 B_0 に直接的な制約は課さず、Blanchard and Quah (1989)、King et al. (1991) らの長期制約を利用する。

彼らによれば、変数が共和分のある場合には、長期制約をおくことによってモデルが識別可能になる。長期制約とは、「構造ショックが特定の変数には長期的な効果を及ぼさない」制約のことである。以下、長期制約 VEC モデルについて、直感的な説明を試みる。モデルの詳細については p.55 付録 3.A や Jang and Ogaki (2004) を参照されたい。

n 個の変数が r 個の共和分を持つとき、そのモデルは $k = n - r$ 個の common stochastic trends と r 個の一時的な要素で表現することができる^{*15}。ここで構造ショックを $\epsilon_t = (\epsilon_t^k, \epsilon_t^r)'$ と分解し、 ϵ_t^k を k 次の恒久ショックベクトル、 ϵ_t^r を r 次の一時ショックベクトルとする。

3.2 節で行った共和分検定から、本章のモデルにおける共和分の数 r は 2 と仮定されている。このことから、本章では恒久的なショックを 3 つ、一時的なショックを 2 つ想定する。そこで恒久的なショックとして、財の供給ショック、金融政策ショック、名目為替レートショックの 3 つを想定し、一時的なショックとして、財の需要ショック、貨幣需要ショックの 2 つを想定する ($k = 3, r = 2$)。この想定に基づいて、以下では $x_t = (LIP_t, R_t, LER_t, LCPI_t, LM_t)'$ と書き改めよう。

King et al. (1991) に倣い、この分解を次式のように表現しよう。長期制約の議論においても、(3.1) 式から (3.7) 式までは前節と共通である。

$$\Gamma(1) = [A \ 0] \quad (3.10)$$

A は $n \times k$ 行列、 0 は $n \times r$ のゼロ行列である。 $\Gamma(1)$ はショックに対するインパルス反応を無限期間先まで足し合わせた行列であり、ショックに対する長期効果を表す。(3.10) は、財の需要ショックと貨幣需要ショックが他の変数に及ぼす影響は長期的に 0 に等しくなるという仮定である。

Engle and Granger (1987) は、各変数が単位根を持ち、かつ共和分の関係の係数に

^{*15}Stock and Watson (1988)。

るとき、インパルス係数行列の誘導形表現と、共和分ベクトル・共和分調整係数が、それぞれ直交することを示した。

これを用いると、行列 A を共和分と直交する部分 \hat{A} と直交しない部分 Π とに分解することで、恒久的ショックの識別問題を Π の識別問題に帰着させることができる。

King et al. (1991) は、 Π を対角要素が 1 となる下三角行列とおくと、恒久的ショックが丁度識別となることを示した。これによって、恒久的ショックに対するインパルス反応を観察することが可能になる。

ただし、この仮定は比較的強い制約である。Jang and Ogaki (2004) は、特定の恒久的ショックについてのみ関心がある場合には、必ずしもこの強い仮定をおく必要がなく、当該のショックのみを識別することが可能であると示した。以下では Jang and Ogaki (2004) に倣い、 Π について (下三角行列ではなく) ブロック下三角行列とおき、同時にいくつかの恒久的ショックにも制約を課す。

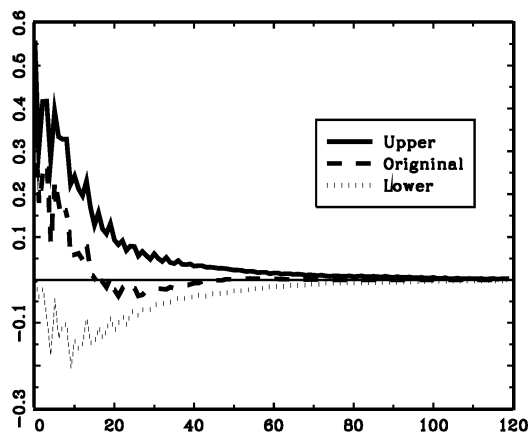
$$\Pi = \begin{bmatrix} 1 & \pi_{12} & 0 \\ \pi_{21} & 1 & 0 \\ \pi_{31} & \pi_{32} & 1 \end{bmatrix} \quad (3.11)$$

(3.10) 式におけるゼロ制約が短期的ショックに対する長期制約であり、(3.11) 式におけるゼロ制約が恒久的なショックに対する長期制約である。ここでは、恒久ショックの一つである為替レートショックに対し、生産と消費者物価に対しては長期効果を及ぼさないと仮定している。King et al. (1991) との違いは $\pi_{12} \neq 0$ で表される。

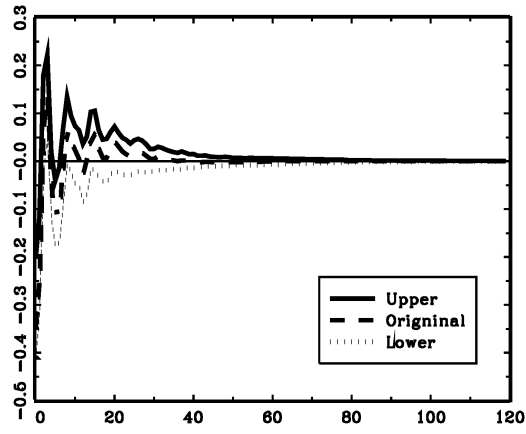
以上の条件のもとで、付録 3.A によって為替レートに関するショックが識別可能になる。すなわち、為替レートショックに対するインパルス反応を計測することができる。そこで図 3.5 に 1981 年 1 月から 1989 年 12 月にかけての反応を示した^{*16}。

ここではショックの長期効果に関心があるため、累積の反応をプロットしている。まず生産をみると、為替レートショック (名目減価ショック) に対して短期的に正の反応を示している。長期制約から、累積的な反応は 0 になる。この結果は、為替減価によって景気が一時的に刺激され、生産が増加することを示している。しかしながら標準誤差が大きいいため、この結果は点推定値においてのみ解釈が可能である。

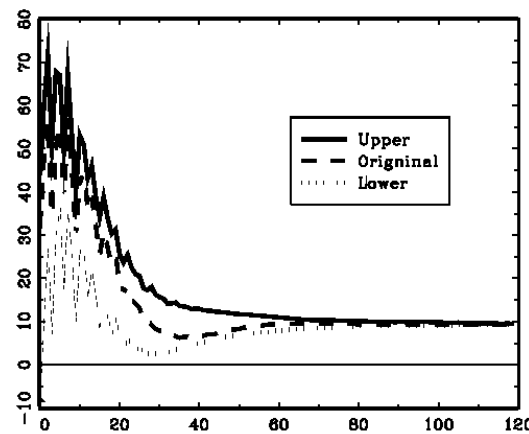
^{*16}前節で検証した、金融政策ショックに対する為替レートの反応についてはここでは扱っていない。この理由として、本節の問題意識 (為替レートショックに対する金融政策の反応) に焦点を絞ること、Jang and Ogaki (2004) が既に同様の報告をしていること、ショックの識別が煩雑になること等を挙げる。しかしながら本章においても、為替レートパズル解消の有無について検証しておく意義は大きいいため、これを今後の課題とする。



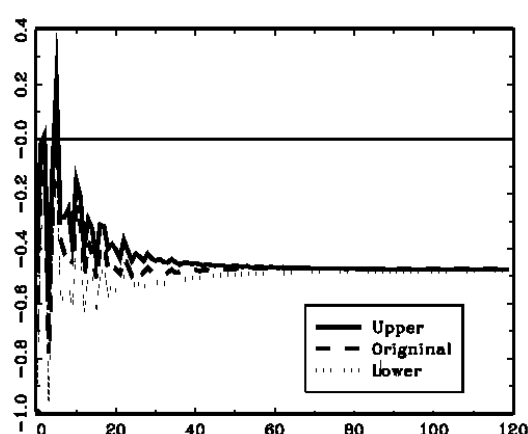
(a) 鉱工業生産



(b) 消費者物価指数



(c) 金利



(d) マネーサプライ

図 3.5 為替レートショックに対するインパルス反応 (1981:1-1989:12, 長期制約)

次に消費者物価も、為替レートショックに対して短期的に正の反応を示している。為替減価によって景気が刺激され、物価に上昇圧力がかかることや、輸入物価の上昇が消費者物価に転嫁していることが考えられ、概ね妥当な結果といえる。

以上の反応から、このショックは適切に識別されていると判断し、続いて金融政策の反応を観察する。図から、為替減価ショックによって金利は上昇している。これは前節でもみたように、中央銀行政策が金融引き締めを行っていると解釈できる。短期的にみても金利は上昇しており、長期的にも有意である。この結果から、中央銀行は為替レートの安定化を図っていることが示唆される。

なおマネーサプライは為替レートショックによって減少している。これは、減価圧力に対する内生的な金融引き締めが市場から貨幣を吸収し、その効果が、円安による景気刺激

がもたらす貨幣需要増の効果を上回っていると解釈することができる。

続いて図 3.6 に 1990 年 1 月から 1999 年 1 月にかけての反応を描いている。長期的な効果は図 3.5 と同様であるものの、短期的な反応はやや異なる。減価ショックに対し、生産は減少の後増加に転じ、中期的にはプラスとなっている。長期制約に従って長期効果は 0 である。これは減価によって当初貿易収支が悪化する、いわゆるオーバーシュートが生じている可能性を示唆している。これに伴って、消費者物価と金利はともに下落している。ただしその後の金利上昇の反応や長期効果は 1980 年代より大きく、有意となっている。またマネーサプライは、1980 年代とは反対に増加している。1990 年代に入って、上述の 2 つの効果の大きさが逆転したものと解釈できる。

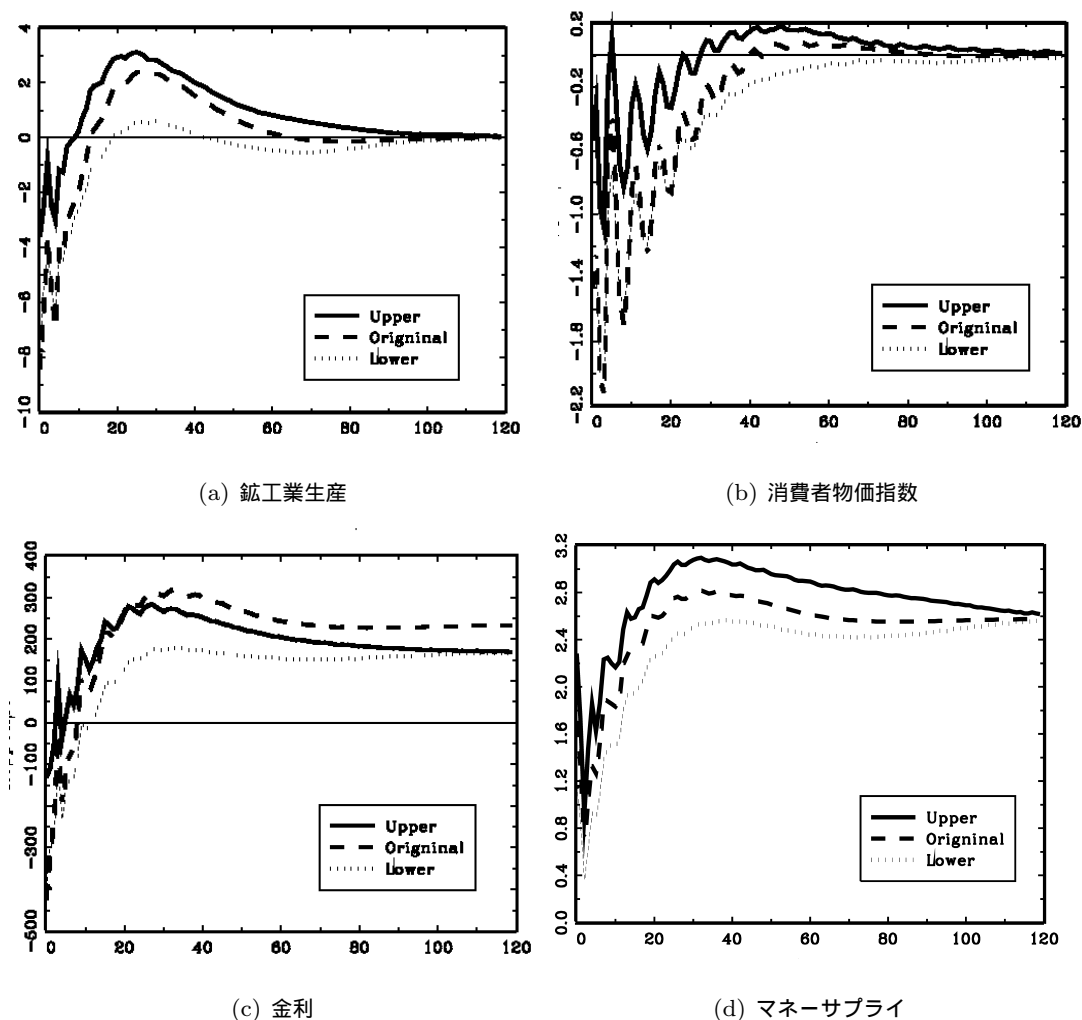


図 3.6 為替レートショックに対するインパルス反応 (1990:1-1999:1, 長期制約)

3.4 おわりに

本章では、1980 年代・90 年代の日本の金融政策が為替レートにどの程度関心を払っていたのかということに焦点をあて、実証分析を行った。近年の金融政策と為替レートを巡る先行研究について概観し、本章では構造 VAR モデルを用いた Kim (2002) の分析を応用した。

分析にあたり、モデルや構造ショックの識別問題について議論した。短期制約と長期制約という 2 つの識別方法について概説し、頑健性を補強する意味でいずれの制約も用いて結果を検討した。

長期制約 VEC モデルによる分析では、まず為替レートを不安定化させるようなショック（為替レートショック）の識別を試みた。理論上の想定を元に構造ショックに長期制約を課し、生産や消費者物価、貨幣量の反応を観察した。これによってショックが為替レートの攪乱要因として適切に識別されていることを確認した。次に、識別された為替レートショックに対する金融政策の反応を観察した。

インパルス反応関数を計測した結果、1980 年代と 1990 年代のいずれにおいても、金融政策は為替レートの安定化に努めていたことが確認された。なお短期制約モデルについては、やや不安定な反応を見せながらも、この結果を支持しており、頑健的な結果となった。ただし観測期間内において、為替レートは金融政策に有意な反応を示さなかった。

3.A 長期制約を用いた識別方法

本節の議論から、インパルス反応関数の長期効果を次のように分解しよう。

$$\Gamma(1) = [A \ 0] \quad (3.12)$$

ここで A は $n \times k$ 行列、 0 は $n \times r$ 行列である。 $\Gamma(1)$ は、構造ショックに対するインパルス反応を無限期先まで足し合わせた行列であるため、あるショックに対する長期的な効果を表している。従って (3.12) 式は、一時的ショックである財の需要ショックと貨幣需要ショックが、全ての変数（生産、金利、為替レート、消費者物価、マネーサプライ）に対して長期的な効果を持たないということを意味する。

ここで、恒久的なショックに対しても長期制約を課す。具体的には、為替レートショックは生産や消費者物価に長期的な効果を与えないと仮定する。これらの条件によって、為替レートショックを識別することができ、為替レートショックに対する各変数の動学的な反応を計測することができる。以下では、Jang and Ogaki (2004) に基づいて、モデルの推定と識別方法を紹介する。

まず King et al. (1991) に則って、 B_0^{-1} と B_0 を次のように分解する。

$$B_0^{-1} = [H \ J], \quad B_0 = \begin{bmatrix} G \\ E \end{bmatrix} \quad (3.13)$$

ただし H 、 J 、 G 、 E はそれぞれ $n \times k$ 、 $n \times r$ 、 $k \times n$ 、 $r \times n$ 行列である。(3.4) 式より、

$$\begin{aligned} \Sigma_\epsilon (B_0^{-1})' &= B_0 \Sigma_u \\ \Sigma_\epsilon^k H' &= G \Sigma_u \\ G &= \Sigma_\epsilon^k H' (\Sigma_u)^{-1} \end{aligned}$$

である。このように H と G は 1 対 1 の関係にあるため、 H と G のいずれか一方を識別すれば、他方も識別される。本章では、為替レートショックに対する金融政策の反応に関心がある。 $\epsilon_t = B_0 u_t$ であるから、為替レートショックを識別するには、 B_0 の 3 列目、すなわち G 行列の 3 行目あるいは H 行列の第 3 列目を識別すればよい。

Engle and Granger (1987) は、(3.2) 式は次のように誤差修正表現による変形が可能であることを示した。

$$A^*(L)\Delta x_t = \mu^* - A(1)x_{t-1} + u_t \quad (3.14)$$

ただし、 $A(L) = A^*(L) + A(1)$ 、 $A^*(L) = I - \sum_{i=1}^{p-1} A_i^* L^i$ 、 $A_i^* = -\sum_{j=i+1}^p A_j$ 、 $-A(1) = \alpha\beta'$ 、 α は $n \times r$ の調整係数、 β は $n \times r$ の共和分ベクトルである。 Δx_t 、 μ^* 、 u_t はそれぞれ $I(1)$ なので、 $-A(1)x_{t-1}$ も $I(1)$ である。さらに Engle and Granger (1987) は、誘導形 VMA 表現の係数 $C(1)$ と、共和分ベクトルや調整係数が次式の関係にあることを示した。

$$\beta' C(1) = 0 \quad (3.15)$$

$$C(1)\alpha = 0 \quad (3.16)$$

ここで King et al. (1991) に則って

$$C(1) = \hat{A}D \quad (3.17)$$

$$A = \hat{A}\Pi \quad (3.18)$$

$$D = (\hat{A}'\hat{A})^{-1}\hat{A}'C(1) \quad (3.19)$$

とする。ただし \hat{A} は β と直行する $n \times k$ 行列、 Π は $k \times k$ 行列である。まず (3.18) 式は、恒久的な構造ショックによる長期効果 A を、共和分ベクトルと直行する部分 \hat{A} とそうで無い部分 Π とに分解している。次に (3.17) 式と (3.19) 式で、長期効果を表す行列 $\Gamma(1)$ と、先の \hat{A} を結び付けている。(3.17) 式の右辺に (3.19) 式を代入すると $C(1)$ となることから、これらの式の対応関係を確認することができる。

Π について、King et al. (1991) では、対角要素が 1 の下三角行列と仮定している。Jang and Ogaki (2004) ではこの仮定を緩め、 Π をブロック下三角行列を仮定する ($n = 5, r = 2, k = 3$)。

$$\Pi = \begin{bmatrix} 1 & \pi_{12} & 0 \\ \pi_{21} & 1 & 0 \\ \pi_{31} & \pi_{32} & 1 \end{bmatrix} \quad (3.20)$$

(3.20) 式における 0 制約は、恒久的なショックに関する長期制約を表している。前述のように本章では、名目為替レートショックは生産と消費者物価に対して長期効果を及ぼさないという制約を課している。その長期制約が (3.20) 式に表れている。以下では H 行列の 3 列目を識別することで、為替レートショックを他の恒久的ショックから識別する。

まず $C(1)B_0^{-1} = \Gamma(1)$ から、 $C(1)H = A = \hat{A}\Pi$ である。従って、

$$\begin{aligned} \hat{A}DH &= \hat{A}\Pi \\ \Leftrightarrow DH_{\cdot,3} &= \Pi_{\cdot,3} \end{aligned} \quad (3.21)$$

ここで $M_{\cdot,j}$ は行列 M の j 列目を意味する。 $DH = \Pi$ は、次のように表すことができる。

$$\begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} & d_{13} & d_{14} & d_{15} \\ d_{21} & d_{22} & d_{23} & d_{24} & d_{25} \\ d_{31} & d_{32} & d_{33} & d_{34} & d_{35} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11} & h_{12} & h_{13} \\ h_{21} & h_{22} & h_{23} \\ h_{31} & h_{32} & h_{33} \\ h_{41} & h_{42} & h_{43} \\ h_{51} & h_{52} & h_{53} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \pi_{12} & 0 \\ \pi_{21} & 1 & 0 \\ \pi_{31} & \pi_{32} & 1 \end{bmatrix}$$

ここで 3 列目に注目すると、

$$\begin{aligned} d_{11}h_{13} + d_{12}h_{23} + d_{13}h_{33} + d_{14}h_{43} + d_{15}h_{53} &= 0 \\ d_{21}h_{13} + d_{22}h_{23} + d_{23}h_{33} + d_{24}h_{43} + d_{25}h_{53} &= 0 \\ d_{31}h_{13} + d_{32}h_{23} + d_{33}h_{33} + d_{34}h_{43} + d_{35}h_{53} &= 1 \end{aligned}$$

である。従って、行列 H の第 3 列目の 5 つの要素のうち、3 つ ($= k$) の条件が (3.21) 式によって課される。

次に、 $C(1)\alpha = \mathbf{0}$ から $\Gamma(1)B_0\alpha = \mathbf{0}$ 、よって $\Gamma(1)G\alpha = \mathbf{0}$ 、 $G\alpha = \mathbf{0}$ 。 $G = \Gamma_\epsilon^k H'(\Sigma_u)^{-1}$ から、

$$\begin{aligned} \Gamma_\epsilon^k H'(\Sigma_u)^{-1}\alpha &= \mathbf{0} \\ \Leftrightarrow \alpha'(\Sigma_u)^{-1'} H_{\cdot,4} &= \mathbf{0} \end{aligned} \quad (3.22)$$

α' 、 $(\Sigma_u)^{-1'}$ 、 H はそれぞれ (2×5) 、 (5×5) 、 (3×5) であるから、 $\alpha'(\Sigma_u)^{-1'} H$ は (2×3) の行列である。従って (3.22) 式は 2 本の方程式からなるので、 H の 3 列目は 2 つ ($= r$) の制約が課されている。

以上の制約式から、 $H_{\cdot,3}$ は 5 つ ($= n$) の制約が課され、丁度識別となる。本章の例では、為替レートショックが識別されることになる。(3.21) 式と (3.22) 式から、 $H_{\cdot,3}$ は次式で識別される。

$$H_{\cdot,4} = \begin{bmatrix} D \\ \alpha' \Sigma_\epsilon^{-1} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \Pi_{\cdot,4} \\ \mathbf{0} \end{bmatrix} \quad (3.23)$$

H と G の対応関係から、

$$G_{3,\cdot} = \Sigma_{\epsilon,33}^k H'_{\cdot,3} \Sigma_u^{-1} \quad (3.24)$$

である。ただし $M_{i,\cdot}$ は行列 M の i 行目を表す。

以上から、為替レートショックに対する短期動学は次のように表される。

$$\epsilon_t^3 = G_{3,\cdot} u_t \quad (3.25)$$

$$\Gamma(L)^{(k)} = C(L) H_{\cdot,3} \quad (3.26)$$

第 4 章

金融政策運営における為替レートの役割

4.1 はじめに

これまでの各章で述べてきたように、近年の国際化において、国内外を問わず金融政策と為替レートの相互の関連性が深まっている^{*1}。また第 3 章で示したように、あるいは膨大な数の関連する先行研究が示すように、為替レートは金融政策の動きに有意に反応し、金融政策運営において為替レートは重要な変数となりうる。

金融政策が為替レートの決定に与える影響を観察したものには Eichenbaum and Evans (1995) や Jang and Ogaki (2001) がある。これらは Dornbusch (1976) による為替レートの決定理論等を背景に、VAR モデルを用いて金融政策ショックに対する為替レートのインパルス反応を分析している。これらの研究はいずれも、金融引き締め政策に対して、オーバーシュootingを含めた、理論的に期待される為替レートの反応を確認している。

金融政策と為替レートに関するサーベイ論文としては、Taylor (2001) が挙げられる。ここに引用されている複数の実証分析によれば、金融政策が為替レートに明示的に反応することによってもたらされる経済厚生 of 改善は小さいか、もしくはわずかに悪化する。Taylor (2001) はこの解釈として、為替レートから名目金利への間接的効果（為替レート変動による支出スイッチ効果や国内企業の限界費用への影響を通じた効果）の存在を指摘

^{*1}Engel and West (2006) など。

している。金融政策によって為替レートの変動を小さくすることは、為替レートが持つ経済調整の役割（間接効果）を減少させ、パフォーマンスの改善が抑制されることにつながるのである^{*2}。

一方で、為替レートの決定はカバー無し金利平価条件など内外金利差と大きく関係している^{*3}。中央銀行は実質為替レートの増価や交易条件の改善を通じて、経済厚生を改善させるインセンティブを持ちうるのである。

金融政策は、為替レートの変動にどのように反応すべきだろうか。以上のような問題意識を背景に、本章では Clarida et al. (2002) に基づいたニューケインジアンタイプの2国モデルを用い、シミュレーション分析を行う。

本章の特徴としては、伸縮価格均衡における交易条件の成長率に基づく外生的ショックを導入していることが挙げられる^{*4}。このようなショックを導入することで、交易条件や為替レートに外生的な変動が起こり、より現実のデータ特性に近い変動を描写することが可能になる。

シミュレーション分析から得られた主要な結論は次の通りである。為替レートの変動を金融政策に抑え、その結果とマクロ経済への間接効果を抑制することは、経済厚生にプラスの影響とマイナスの影響のどちらも与える。すなわち、為替レートの変動抑制が経済厚生を改善させるかどうかは、与えられた構造的ショックの種類に依存する。このような結果は Taylor (2001) の議論とも整合的であり。このことは、為替レートに反応すべきかどうかは常に変化することを意味し、中央銀行にはより慎重な判断が求められる。

以下に本章の構成を紹介する。4.2 節でモデルの概要を述べる。次に、5.3 節でパラメータの設定とモデルのシミュレーションを行う。構造ショックに対する経済のインパルス反応を観察し、その結果について解釈する。4.4 節で結論を述べ、今後の課題について検討する。

^{*2}詳細は第1章、第5章を参照されたい。

^{*3}Dornbusch (1976) や Divino (2009) など。

^{*4}ショックの置き方は Lubik and Schorfheide (2007) に倣っている。

4.2 モデル

近年の金融政策分析における標準的なツールとして、動学的確率的一般均衡 (Dynamic Stochastic General Equilibrium, DSGE) が広く活用されている^{*5}。本節では分析に先立って、ニューケインジアンモデル等に代表される DSGE モデルの概要について簡単に触れておこう。

4.2.1 金融政策分析と DSGE モデル

DSGE モデルは、ケインズ経済学をはじめとする他のマクロモデルと異なる特徴を持っている。最大の特徴は、DSGE がミクロ的基礎付け (micro-foundation) を持つことである。伝統的なマクロ経済学^{*6}では、政策変更に伴う人々の行動の変化を考慮しないため、マクロ計量モデルを用いて政策シミュレーションを行うのに適さない (Lucas, 1976)。これに対し、DSGE モデルでは、経済主体が合理的期待に基づいて最適化を行い、経済構造が forward-looking となるため、この批判を回避することができる。

この他にも、DSGE モデルには政策分析に適したいくつかの性質がある。第 1 に、モデルの拡張が比較的柔軟なことである。DSGE では、まず摩擦のない経済を想定し、その上に名目硬直性や独占的競争といった市場の歪みを取り込むことでモデルを構築していく。経済が理想的な状態にあるときには、経済政策は意味をなさない。市場にある種の歪みを想定することで、政策による改善の余地が生まれるというのが、DSGE における基本的な考え方である。分析者は各々の問題意識に沿ってモデルを拡張することができる。例えば、自国と外国の金融政策の関連に関心があれば 2 国モデルに拡張し、金融仲介機能に焦点をあてるときには異なる経済主体間に情報の非対称性などを導入するといったことを行う。

第 2 に、厚生分析が可能なことである。Rotemberg and Woodford (1998)、Woodford (2001) らが家計の経済厚生をベースとした中央銀行の損失関数を導出して以降、金融政策を経済厚生の観点から量的に評価する「最適金融政策」の枠組みでの研究が蓄積される

^{*5} DSGE のテキストとして Woodford (2003)、Galí (2008) 等がある。日本語の文献としては加藤 (2006)、藤原・渡部 (2011)、廣瀬 (2012) 等が挙げられる。

^{*6} ケインズ以降のマクロ経済学は、マネタリズムの台頭、合理的期待革命と新古典派マクロ経済学を経て、ニューケインジアンをはじめとする一般的動学的一般均衡 (DSGE) モデルへと変遷してきた (平山, 2012)。

に至っている。

第 3 に、予測に応用することが可能である。Christiano et al. (2005)、Smets and Wouters (2003, 2007) らはミニマムな DSGE に消費の習慣形成、投資の調整コスト、資本稼働率などの要素を追加して中規模 DSGE モデルを構築し、DSGE が VAR モデルに劣らない予測パフォーマンスを持つことを示した。これはまた同時に、財政政策分析への応用を可能にし、後の研究発展に大きく貢献している。

中規模 DSGE モデルの確立以降、各国の中央銀行を中心に DSGE モデルが多数開発されている。特に欧州では、ユーロ維持のために金融政策の独立性が担保されないことから、相対的に財政政策の重要性が高まっている。このため欧州では、ユーロ圏を対象とした DSGE モデルが数多く構築され、財政政策の効果の検証が進められている。

表 4.1 に DSGE モデルを用いた経済政策分析の基本的な流れをまとめている^{*7}。

表 4.1 DSGE モデルの基本的な流れ

Step1 動学的一般均衡モデルを構築する

Step2 各経済主体の動学的最適化問題を解く

Step3 市場均衡を考える

Step4 経済の定常状態を求める

Step5 求めた定常状態周辺で最適化条件や市場均衡式を（対数）線形近似を実施する

Step6 線形化した構造式をシステム（行列）体系にまとめる

Step7 経済の構造パラメータを設定する（カリブレーション）

Step8 システムを駆使して、経済に外生ショックを与え、各変数の動学的な振る舞いを観察する（インパルス応答関数）

Step9 家計の効用ベースで経済政策の効果を評価する

（資料）岡野他（2014）

Step1～3 がシステム構築のパート、Step4～6 が対数線形化のパート、Step7～9 がシミュレーションのパートとなっている。はじめのステップは、モデルの構築である。経済主体の種類や生産部門の数といった、モデルの本質に関わる部分をここで決定する。次のステップでは、家計の効用最大化問題や企業の利潤最大化問題といった各主体の動学的最適

^{*7}ここでの記述は岡野他（2014）に基づいて再構成したものである。

化問題を解く。これに市場均衡の条件を考慮し、一般均衡体系を完成させる（モデルが閉じる）。

次に、モデルの定常状態^{*8}を求める。このとき、定常状態は一意に定まる必要がある。これは、複数の定常均衡が考えられるときには、経済がショックによって均衡から乖離した際にどの定常均衡に落ち着くかが分からないからである。続いて、導出した最適条件や市場均衡条件を、定常状態周辺で対数線形近似する。通常、市場均衡条件は非線形となり、扱いが困難なことが多い。対数線形化することで、最適条件の直感的な理解を助ける。またここでの対数線形化は、経済変数を「水準表示」から「定常状態からの乖離率」に変換することを意味する。対数線形化された構造式は、VAR 形式（行列表記）での表現が可能である。

ここで、経済の構造パラメータを設定（カリブレーション）する。Step 8 では、VAR 表現を VMA 表現に変換し、外生ショックに対するマクロ変数の動学的な振る舞いを観察（インパルス応関数）する。最後に、システムから計算される変数の分散を用いて、マクロ経済政策の効果を評価する。

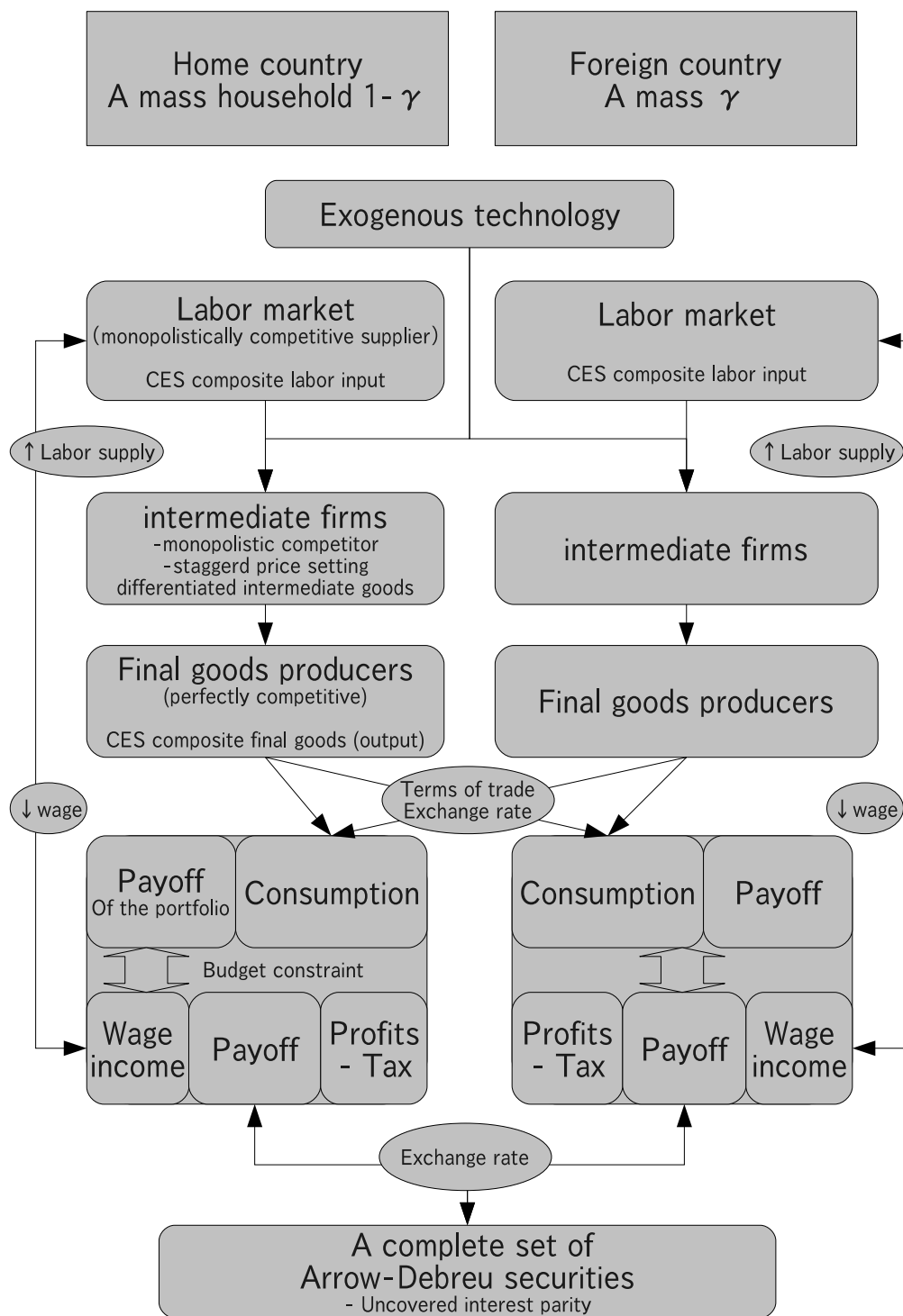
DSGE は現実の経済をよく記述することができ、政策分析に適したモデルと言えるが、必ずしも万能ではない。白川（2011）は現代マクロ経済学の課題として、バブルやリーマンショック等の金融不安、少子高齢化や移民政策等の人口動態、大規模な自然災害といった問題に直接答えることができないことを指摘している。また DSGE モデルは定常状態近傍で線形化して解かれることが多いため、いわゆる「平時」の分析には適しているものの、モデルの構造を大きく揺がすような事態に対しては整備が不十分であることも知られている^{*9}。モデルの対象領域を適切に判断し、状況に応じて手法を使い分けることが重要といえる。

4.2.2 2 国モデル

以下の議論は Clarida et al. (2002) に基づく。Clarida et al. (2002) は比較的シンプルなニューケインジアンタイプの DSGE モデルを 2 国モデルに拡張したものである。大まかな構造を図 4.1 に示している。

^{*8} 各変数が時間を通じて一定であるときの経済状態を表す。

^{*9} DSGE モデルで自然災害を扱う試みは多くないものの、Niemann and Pichler (2011)、Keen and Pakko (2007)、Okano (2013) 等を挙げることができる。



(資料) 筆者作成。

図 4.1 モデル構造

モデルの経済主体は、家計、企業、中央銀行、政府である。家計は予算制約のもとで生涯に渡る期待効用を最大化し、企業は利潤最大化行動をとる。中央銀行は物価の変動や景気の変動を考慮して名目金利を操作する。政府は家計から一括税を徴収し、中間財企業の雇用に補助金をかけて、独占的競争から生じる市場の歪みを取り除いている。

自国 H には $1 - \gamma$ の家計が、外国 F には γ の家計がそれぞれ存在する。自国と外国の家計は同一の選好を持ち、両国の企業は同じ技術水準を共有している。いずれの国においても、資産市場は完備であり、リスク無し債権（割引債）を購入することができる。

代表的家計は最終財の消費から正の効用を得て、労働から負の効用を得る。家計の労働は差別化されており、独占的競争下の労働市場に労働を供給して賃金を得ている。

財市場は、独占的競争市場の中間財部門と完全競争市場の最終財部門の 2 部門からなる。中間財企業は家計から供給される労働と、共通の技術水準を用いて差別化された財を生産する。中間財企業はまた Calvo (1983) タイプの価格硬直性に直面しており、利潤最大化は硬直的な価格設定を条件に行われる。中間財は多数存在しており、最終財を生産するための投入財のバリエーションとなっている。最終財部門では、中間投入財を CES 型に合成することで最終財を生産する。

家計や企業の最適化行動から、(1) 自国と外国の動学的 IS 曲線、(2) ニューケインジアンフィリップス曲線が導出される。これに (3) 自国と外国の中央銀行による金融政策ルールが加わり、モデルが閉じられる。

ここで交易条件や為替レートといった変数が、自国経済と外国経済をつなぐ変数として、重要な役割を果たしている。1 つには、名目債券市場に完備性を仮定していることから、債券を通じた国際的な異時点間の代替率が実質為替レートと比例する。すなわち、実質為替レートを通じて国際的な消費のリスクシェアリングが達成される^{*10}。もう 1 つには、相対価格変化を通じた支出スイッチ効果が挙げられる^{*11}。

以下の議論では、各変数の水準を、各国が政策協調を行ったときに達成される均衡水準^{*12}（世界的伸縮価格均衡水準）の周りで対数線形近似し、その値を小文字で表記する。

^{*10} 詳細については Obstfeld (2002) 等を参照。

^{*11} 第 2 章を参照。

^{*12} Clarida et al. (2002) では、各国が政策協調を行うか非協調かで均衡を場合分けし、それぞれの場合についてパフォーマンスの違いを詳細に検討している。本章におけるパラメータ設定では、政策協調をするしないに関わらず同様のインプリケーションが得られたため、この違いを特に強調しない。

まず、アウトプットギャップ^{*13}を x_t 、国内インフレーションを π_t とすると、動学的 IS 曲線は、消費のオイラー方程式から、次のように表される。

$$x_t = E_t[x_{t+1}] - \sigma_0^{-1}[r_t - E_t[\pi_{t+1}] - \bar{r}r_t] + \frac{\kappa_0}{\kappa}\Delta x_{t+1}^* \quad (4.1)$$

$$\bar{r}r_t = \sigma_0 E_t[\Delta \bar{x}_{t+1}] + \kappa_0 E_t[\Delta x_{t+1}^*] \quad (4.2)$$

ただし、 $\sigma_0 = \sigma - \kappa_0$ 、 $\kappa_0 \equiv \gamma\sigma - \gamma = \gamma(\sigma - 1)$ 、 $\kappa \equiv \phi + \sigma - \gamma(\sigma - 1) = \phi + \sigma - \kappa_0$ である。ここで r_t は名目利子率、 $\bar{r}r_t$ は自然利子率（伸縮価格均衡水準の産出量が達成されときの利子率）である。外国の変数については * で表記する。 σ は相対的危険回避度、 γ は経済開放度、 ϕ は労働の弾力性を表す。

次に、国内中間財企業の最適価格設定から、ニューケインジアン・フィリップス曲線が導出される。

$$\pi_t = \beta E_t[\pi_{t+1}] + \lambda x_t + \lambda_0 x_t^* + u_t \quad (4.3)$$

ただし $\lambda = \delta\kappa$ 、 $\lambda_0 \equiv \lambda \frac{\kappa_0}{\kappa} = \delta\kappa_0$ 、 $\delta = [(1 - \theta)(1 - \theta\beta)]/\theta$ である。ここで、 $(1 - \theta)$ は価格改定率^{*14}、 β は割引要因、 u_t は外生的なコストプッシュショックである^{*15}。

市場の均衡条件から、自国と外国の交易条件 s_t は、次のように表される。

$$s_t = (x_t - x_t^*) + \bar{s}_t \quad (4.4)$$

$$\Rightarrow \Delta s_t = (\Delta x_t - \Delta x_t^*) + \Delta \bar{s}_t \quad (4.5)$$

ここで、 \bar{s} は交易条件の自然水準である。すなわち交易条件は、その均衡水準と、自国と外国のアウトプットギャップの格差で表現される。

交易条件の定義式と、一物一価の法則から、名目為替レート e_t は次のように定義される。

$$e_t \equiv e_{t-1} + \pi_t - \pi_t^* + \Delta s_t \quad (4.6)$$

ここで、Lubik and Schorfheide (2007) に基づき、 \bar{s}_t の成長率が次のような AR(1) 過程に従うと仮定しよう。

$$\Delta \bar{s}_t = \rho_s \Delta \bar{s}_{t-1} + \epsilon_t^{\bar{s}} \quad (4.7)$$

^{*13} アウトプットギャップは、ある期に達成された産出量と自然産出量との差によって定義される。自然産出量は、上述の世界的伸縮価格均衡のもとで達成される産出量である。

^{*14} 企業は每期 θ の確率で価格改定ができないと想定している。

^{*15} コストプッシュショックは、外生的にインフレをもたらすショックの総称である。こうしたショックは、労働供給の代替弾力性を時間において可変と仮定する等の方法で、明示的に導出することができる。詳細については Galí (2008) 等を参照のこと。

(4.5) を (4.6) に代入すると、

$$e_t = e_{t-1} + \pi_t - \pi_t^* + (\Delta x_t - \Delta x_t^*) + \Delta \bar{s}_t \quad (4.8)$$

この仮定により、名目為替レートは外生的なショック項を含むようになる。

以上が (金融政策を除いた) 自国の経済体系である。外国についても、 $\sigma_0^* = \sigma - \kappa_0^*$ 、 $\kappa_0^* = (1 - \gamma)(\sigma - 1)$ 、 $\kappa^* = \sigma_0^* + \phi$ 、and $\lambda^* = \delta \kappa^*$ とすることで同様に導出することができる。

4.3 シミュレーション

4.3.1 金融政策ルールとカリブレーション

本章のシミュレーションにおいて、金融政策は次のようなシンプルルールに従うと仮定する。

$$r_t = \rho r_{t-1} + (1 - \rho)(\psi_\pi \pi_t + \psi_x x_t + \psi_e \Delta e_t) + \epsilon_t^r \quad (4.9)$$

$$r_t^* = \rho r_{t-1}^* + (1 - \rho)(\psi_\pi^* \pi_t^* + \psi_x^* x_t^*) + \epsilon_t^{r^*} \quad (4.10)$$

ここで ρr_{t-1} は金利の慣性項、 ϵ^r は外生的な金融政策ショックである。

中央銀行は、物価とインフレーションの安定を目的としている。例えばインフレーションやアウトプットギャップが上昇して景気が過熱気味のときには、それらを抑えるために金利が引き上げられる。

ψ_π はインフレに反応する係数である。システムの解が発散しない^{*16}ためには、一般に ψ_π が 1 より大きくなければならないことが知られている (金利の慣性項が無いケース)。これはテイラー原則と呼ばれ、1% の物価上昇に対して 1% 以上の名目金利引き上げが要求されることを意味する (Taylor, 1999)。

ψ_e は為替レートの変動に反応する係数である。中央銀行が為替レートの変動を抑えるような場合には、為替レートの増価に対して名目金利を引き上げる。このとき ψ_e は正の値をとる。為替レートの自由な変動を認める場合には、 $\psi_e = 0$ となる。次節ではここに焦点をあてる。 $\psi_e = 0$ のときのルールをベンチマークルールとし、 $\psi_e > 0$ のときのルールを比較ルールとする。各ルールに対してシミュレーション分析を行い、結果の違いを比較検討する。

^{*16} 厳密には、Blanchard-Quah 条件を満たす必要がある。詳細は加藤 (2006) 等を参照。

パラメータのカリブレーション値を表 4.2 にまとめている。本章における特に重要なパラメータは、相対的危険回避度 σ と経済開放度 γ である。これらは、為替レートを通じた消費の国際的なリスクシェアリングや支出スイッチ効果に直接影響を与えるパラメータである。ここでは Steinsson (2003) に基づいて $\sigma = 2.0$ 、Pappa (2004) に基づいて $\gamma = 0.5$ としている。

表 4.2 カリブレーション

パラメータ	値	備考
$1 - \theta$	0.25	価格改定率。1 年四半期間のうち 1 期の確率で価格改定。
β	0.99	割引要因。定常金利の年率 4% に相当。
σ	2.0	相対的危険回避度。Steinsson (2003) に基づく。
ϕ	3.0	労働の弾力性。Monacelli (2001) に基づく。
γ	0.5	経済開放度。Pappa (2004) に基づく。
$\psi_\pi = \psi_\pi^*$	5.0	
$\psi_x = \psi_x^*$	1.67	
ρ	0.7	金利の慣性項。
ψ_e	0	ベンチマークルールに採用。
ψ_e	5.0	比較ルールに採用。

4.3.2 インパルス反応関数

1 標準偏差分の需要ショックに対するインパルス反応を、図 4.2 に描いている。

需要ショックに対する各変数の反応は、ベンチマークルールと比較ルールで概ね同じ傾向である。まず、需要の予期しない上昇によって一時的にアウトプットが押し上げられ、アウトプットギャップの値の上昇が見られる (x^\uparrow)。アウトプットギャップの上昇はニューケインジアン・フィリップス曲線を通じて国内インフレーションを上昇させている (π^\uparrow)。アウトプットギャップの上昇とインフレーションの上昇はともに中央銀行の金融引き締め要因になるため、名目金利は上昇している (r^\uparrow)。

自国のアウトプット増加が外国に与える影響としては、1) 国際的なリスクシェアリングを通じて外国のアウトプットが上昇する正の効果と、2) 自国財価格が相対的に低くな

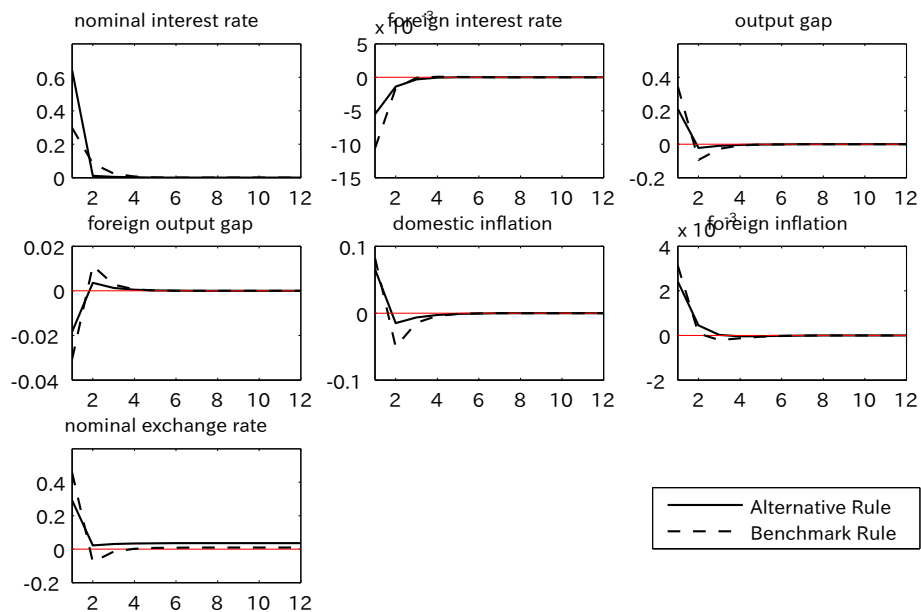


図 4.2 需要ショックに対するインパルス応関数

ることによる支出スイッチ効果（外国から自国への輸出減少）の両方が考えられる^{*17}。本章のカリブレーションでは後者の影響が支配的となっているために、外国のアウトプットギャップは当初下落している。これを解消するために外国の金利は引き下げられ、インフレ率が上昇していると考えられる。ただし外国経済の反応は自国と比較して相当程度小さい。

ベンチマークルールと比較ルールの主な違いは、名目為替レートの反応に表れている。いずれのルールにおいても名目為替レートは当期に上昇（減価）しているが、その度合いは比較ルールの方が小さい。この理由は、比較ルールでは名目為替レートの変動を抑えるために、より強い金融引き締めを行うためである。結果として、ベンチマークルールより比較ルールの方が当期の金利上昇が大きくなっている。より強い金融引き締めは、当期のアウトプットギャップの上昇や国内インフレーションの上昇を抑制する。従って期間を通しての変動も小さくなる。以上から、需要ショックに対して、比較ルールは良好なパフォーマンスを示している。

図 4.3 では、1 標準偏差分のコストプッシュショックに対するインパルス反応が描かれ

^{*17} これらをスピルオーバー効果と呼ぶ。詳細については Galí (2008) や本稿第 5 章を参照。

ている。

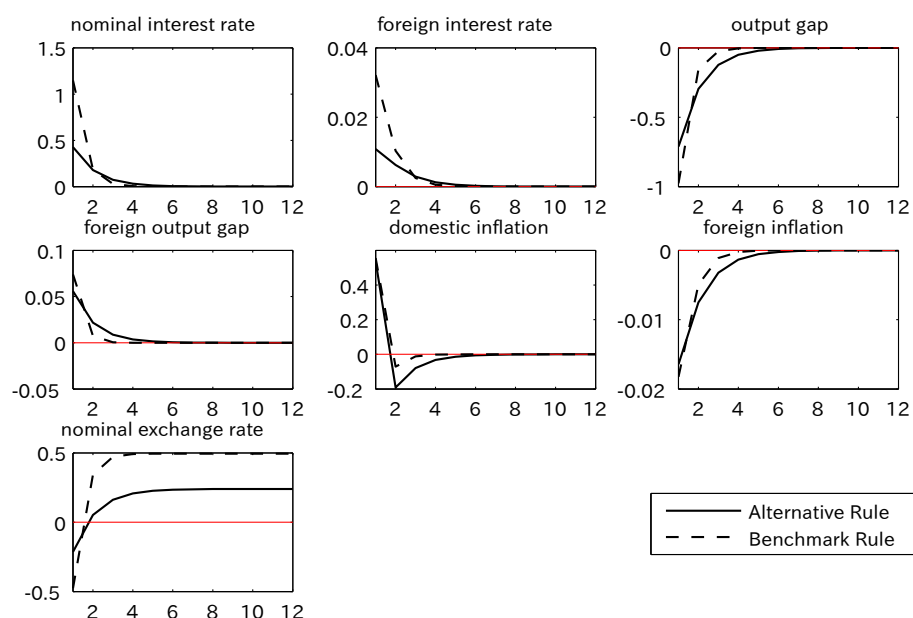


図 4.3 コストプッシュショックに対するインパルス反応関数

まず、コストプッシュショックは、企業の最適価格設定（ニューケインジアンフィリップスカーブ）に係る外生ショックであり、実質限界費用の上昇を意味する。いずれのルールにおいても、コストプッシュによって国内物価の上昇圧力が生じている（ π^\uparrow ）。しかし当期の物価上昇は、将来にわたる物価と当期のアウトプットギャップがともに下落することで（すなわち、そのような金融政策を行うと中央銀行が民間に対してコミットすることで）、いくぶん緩和されている。このために中央銀行は、当期だけでなく、その後数期にわたって金融引き締めを実施している。自国のアウトプットギャップの縮小を反映して、外国のアウトプットギャップは拡大しており、外国では金融引き締めとなっている。これにより、外国ではわずかにデフレーションが起きている。

先の議論と同様に、ベンチマークルールと比較ルールの違いは名目為替レートへの反応の違いから読み取ることができる。比較ルールでは名目為替レートの変動を抑えるために、名目為替レートの反応は小さくなっている。中央銀行が為替レート増価を懸念して、通常考えられるよりも金融引き締めの態度が消極的であったことを意味する。この結果、比較ルールでは、アウトプットギャップの落ち込みは抑えられるものの、物価の大きな変

動を許容している。

以上の結果と解釈を Taylor (2001) の議論に照らし合わせると、次のように言える。まず、需要ショックのように、ショックがアウトプットギャップとインフレーションを同じ方向に動かす場合には、金融政策によってそれらの変動を同時に抑えることができる (“leaning against the wind”)。このとき、金融政策には高い効果が期待できる。ところで、このアウトプットギャップとインフレーションの上昇は、為替レート減価による上昇の増幅分（為替レートの間接効果分）も含まれている。ここで為替レートの変動を抑えるように働きかけることは、有効な金融政策をさらに推し進めることを意味する。その結果、変数の変動が抑えられ、それが経済パフォーマンスの改善につながる。

次に、コストプッシュショックは、アウトプットギャップの下落とインフレーションの上昇をもたらす。変化の方向が逆向きであるため、金融政策で一度に方向を抑えることができない。ここで金融政策によって為替レート増価による間接効果を抑えることは、為替レート増価がもたらす景気の悪化とデフレーションを軽減することを意味する。その結果、景気悪化は抑制されるものの、大きなインフレーションを認めることになる。

このように、アウトプットギャップとインフレーションの反応が反対方向を向いているときには、為替レートに反応するしないに関わらず、金融政策の効果はあまり期待されない。

以上から、為替レートのもつ間接効果を抑える（金融政策が為替レートに明示的に反応する）ことが経済パフォーマンスを改善させるかどうかは、経済変動をもたらす構造ショックの種類に依存する可能性が示唆される。

4.3.3 厚生損失関数

次に、金融政策ルールの違いによる経済パフォーマンスの違いを定量的に把握するために、厚生損失関数を用いよう。ベンチマークルールと比較ルールの各変数の分散と厚生損失について、表 4.3 で比較している。

表の上段は名目金利、アウトプットギャップ、インフレーション、名目為替レートの分散、下段はアウトプットギャップとインフレーションの分散の加重平均で近似した、厚生損失関数である。いくつかの特殊ケースにおいては、家計の効用関数の 2 次近似から中央

銀行の損失関数を導出できることが知られている^{*18}。ただしこれにはディープパラメータに比較的大きな制約が必要であり、モデルによっては導出が困難になる。このため本章では、 $0 < \alpha < 1$ のいずれかに適切な値が含まれると想定し、表の下段では α を動かして違いを比較している。表の x, π は損失関数を厚生する変数であり、 r, e は政策の違いを確認するために計算している。

表 4.3 分散と厚生損失

Variance	Benchmark Rule	Alternative Rule
r	0.4371	0.8294
x	0.6014	0.4665
π	0.3638	0.4298
e	24.4305	4.7144
WL($\alpha=0.3$)	0.5301	0.4555
WL($\alpha=0.4$)	0.5063	0.4518
WL($\alpha=0.5$)	0.4826	0.4482
WL($\alpha=0.6$)	0.4588	0.4445
WL($\alpha=0.7$)	0.4350	0.4408

Welfare losses are approximated to

$$WL = \alpha \text{Var}(\pi) + (1 - \alpha) \text{Var}(x).$$

まずアウトプットギャップの分散を見ると、比較ルールの方が小さい（ベンチマーク：0.6014, 比較ルール：0.4665）ことがわかる。対して国内インフレーションの分散は、ベンチマークルールの方が小さい（0.3638 0.0465）。これらは、先の議論を裏付ける結果となっている。

為替レートの変動を抑える政策であることから、自明の結果ともいえる。比較ルールでは、為替レートの変動を抑えるために名目金利の変動が大きくなっている。これがアウトプットギャップの分散を抑える一方で、インフレーションの分散を増長する結果となっている。

次に厚生損失を見ると、ウェイト α が比較的大きな値をとるまで、比較ルールの方が小

^{*18}Rotemberg and Woodford (1997)。

さい。ここでの厚生損失関数は分散の加重平均による近似値ではあるものの、比較ルールを採用することによる経済パフォーマンスの改善は十分に起こりうると考えられる。以上の結果は、全体としてインパルス反応関数による分析とも整合的である。

4.4 おわりに

本章では、為替レートと金融政策の関係性に焦点をあて、Clarida et al. (2002) に基づいたシミュレーション分析を行った。本章の特徴として、価格均衡における交易条件の成長率に、Lubik and Schorfheide (2007) に基づく外生的ショックを導入している。このようなショックを導入することで、より現実のデータ特性に近い変動の描写が可能になっている。

インパルス反応分析の結果、生産性ショックのようにアウトプットギャップの変化とインフレーションの変化が(中央銀行の目的にとって)同じ方向を向いている場合には、為替レート変化を抑えることで経済パフォーマンスの改善につながることを示された。反対に、コストプッシュショックのように両者が反対の方向を向いている場合には、為替レート抑制のための金利操作がパフォーマンスの悪化につながることも示された。

各変数の分散と、近似的な厚生損失関数を用いて政策を比較した結果、為替レート変化をある程度コントロールする、いわゆるダーティフロート政策が、自由な変動を認める政策よりパフォーマンスを高めるケースが確認された。

以上の結果は、為替レートに反応すべきかどうかという問題が経済情勢に応じて常に変化することを意味している。従って中央銀行は、金融政策運営に際してより慎重な判断が必要とされる。

おわりに、今後の課題を述べる。本モデルにおいては、為替レートの完全なパススルーが仮定されている。ここに関して拡張の余地がある。為替レートに完全なパススルーが仮定されている場合、例えば輸出財の国内通貨建て価格と外国通貨建て価格は為替レートの変動に関わらず1対1の対応関係にある。しかし現実には、自国通貨の増価したときに、海外シェアを維持するために現地通貨建て価格を上昇させない(自国通貨価値で利益の目減りを受け入れる)といった、自国と外国で異なる価格設定をする企業行動(pricing to market; PTM) がしばしば見られる。このようなケースを議論に反映させるには、完全パススルーの仮定を緩める必要がある。こうしたパススルーに関する議論を含めたモデル

は、Monacelli (2001) などにおいて展開されている。

第5章

金融政策と為替レート 小国開放経済モデルを用いたシミュレーション分析

5.1 はじめに

近年、各国の中央銀行は、金融政策運営において為替レートの動きを注視している。近年の日本においても、急激な円高や円安といった為替の乱高下に対し、日本銀行は対応策を模索し続けている。これは、金融政策が実物経済に与える効果のいくつかの波及経路のうち、為替レートを通じた経路が、国際化の進展に伴って重要な役割を担うようになっていと考えられるからである。為替レートチャネルの存在は、金融政策の運営にあたって無視できないものとなっている^{*1}。

標準的な国際マクロ経済モデルにおいて、金融政策の為替レートチャネルは以下のような経路をたどると考えられている。まず中央銀行は、金融政策によって金利をコントロールし、債券価格等への影響などを通じて為替レートを変動させる。為替レートの変動は 1) 支出スイッチ効果を通じて国内の総需要を変化させるとともに 2) 輸入財価格にも作用(パススルー)し、消費者物価にも影響を与える。さらに消費者物価の変化が 3) 企業の実質賃金費用を変化させることから、企業の価格設定(企業物価)にも影響を与える。つまり国際経済における中央銀行は、標準的な金融政策波及チャネルに加えて、為替レートに

^{*1} 金融政策運営における為替レートの役割について、Taylor (2001) がサーベイしている。

働きかけることによって景気や物価といったマクロ経済変数に影響を与えているのである^{*2}。

金融政策と為替レートに関連性については、実証と理論の両面から多くの研究が蓄積されている^{*3}。例えば VAR モデルを用いた実証分析として Christiano et al. (1999)、Kim (2002)、Jang and Ogaki (2004) などがある。これらはいずれも、金融政策と為替レートが相互に関連しあっていることを示している。理論的な研究は、近年ではニューケインジアンモデル^{*4}を開放経済体系に拡張したものや、新しい開放マクロ経済学 (New Open Economy Macroeconomics; NOEM)^{*5}と呼ばれる体系のものが主流になっている。例えば Clarida et al. (2002)、Pappa (2004)、Corsetti and Pesenti (2001)、Benigno (2004a)、Gali and Monacelli (2005) などである。

Gali and Monacelli (2005) はニューケインジアンモデルをシンプルな形で小国開放経済体系に拡張し、経済の国際化に伴う追加的な政策インプリケーションを得ている。例えば、第 4 章でも議論したスピルオーバー効果が挙げられる。彼らの結論は、ある特殊ケースを想定すれば、中央銀行は自国のアウトプットギャップと自国の (企業) 物価インフレーションにのみ反応することが望ましいというものである。このような帰結は、閉鎖経済モデルと isomorphic (同一構造) であると呼ばれる^{*6}。

このような望ましい帰結が得られるかどうかという問題に、為替レートの自由な変動が重要な役割を担っている。一物一価の法則が成立しているとき、為替レートは経済ショックに応じて自由に変動する。そしてその変動が、(交易条件への影響を通じて) 自国と外国の相対価格によって生じる市場の歪みを自動的に調整するよう機能するのである^{*7}。

以上の議論は、一物一価の法則が成立し、かつ市場が完全であるという仮定に基づくものである。したがってこれらの仮定が成り立たないときには、帰結もまた異なってくる。例えば Divino (2009) は金利平価条件にリスク・プレミアムを付与することで完全市場の

^{*2} 為替レートチャネルの詳細は Svensson (2000) などを参照。また本稿第 4 章の議論も参照のこと。

^{*3} 詳細は本稿第 1 章を参照のこと。

^{*4} ニューケインジアンモデルはミクロ的基礎付けを持つマクロ近年の金融政策分析における標準的なツールとなりつつある。Clarida et al. (1999)、Galí (2008)、本稿第 4 章 2.1 節を参照。

^{*5} Obstfeld and Rogoff (1995) の "Redux モデル" に始まる一連の体系はミクロ的基礎付けを持っており、マンデル=フレミングモデルに代わる新しい開放マクロモデルとなっている。NOEM については Lane (2001) が広範に渡ってサーベイをしている。

^{*6} したがってこの仮定のもとでは、為替レートに明示的に反応する金融政策は最適はでない。Taylor (2001) などを参照。

^{*7} 第 1 章の議論を参照。

仮定を緩め、実質為替レートの動きに Gali and Monacelli (2005) と異なるショック項を持たせている。このモデルでは、リスク・プレミアムの予期しない変化が実質為替レートを変動させ、自国経済の厚生に望ましくない影響を与える。すなわち Divino (2009) は、実質為替レートの変動をコントロールしつつ国内経済の安定に努めるダーティ・フロート政策が最適となるモデルを構築している。

本章の目的は、Gali and Monacelli (2005) や Divino (2009) のモデルに基づいて、いくつかのシンプルな金融政策ルールを設定し、それぞれの経済パフォーマンスを比較することである。本章では 3 つのルール (① アウトプットギャップと企業物価インフレーションに反応するルール、② アウトプットギャップと消費者物価インフレーションに反応するルール、③ アウトプットギャップと企業物価インフレーションに加え、名目為替レート減価率に明示的に反応するルール) を想定している^{*8}。

本章のシミュレーション分析の結果から、Gali and Monacelli (2005) とは異なり、国内インフレーションの安定化が必ずしも望ましい政策とは言えず、為替レート安定化を目標とした政策ルールがより望ましいパフォーマンスをもたらす場合があることが示される。本章の主要な結論は第 4 章の結論とも整合的である。第 4 章と第 5 章は、ある程度共通の問題意識を異なるモデルビルディングによってそれぞれ議論するものである。

以下に本章の構成を述べる。まず 5.2 節でモデルを概説する。次に 5.3 節で構造的なショックに対するマクロ経済変数のインパルス反応を観察し、インプリケーションについて考察する。5.4 節で結論と今後の課題を述べる。

5.2 モデル

本章のモデルは Gali and Monacelli (2005) の小国開放経済モデルに基づいている本節ではモデルについて概説しよう。ここで小国とは、自国が十分に小さいために、自国の経済活動が外国の経済に影響を及ぼさないということを意味している。すなわち自国にとってみれば、外国に関係する諸変数 (アウトプット、インフレーション、金利) は所与として扱われる。

モデルの経済主体は、家計、企業、中央銀行、政府である。家計は無数の財のバスケット消費から正の効用を得て、労働から負の効用を得る。企業は無数に存在しており、それ

^{*8} 各ルールの違いについては後述する。

それが差別化された財を生産する。企業はまた価格硬直性に直面しており、硬直的な価格設定を条件に利潤最大化が行われる。一国の総生産は、個別の財を CES 型に集計することで求められる。中央銀行は物価変動や景気変動を考慮して名目金利を操作する。政府は家計から一括税を徴収し、企業に雇用補助金をかけて、独占的競争から生じる市場の歪みを取り除いている。

モデルの全体像について言えば、第 4 章のモデルと本質的に大きな違いは無い。両者の主な違いは、第 4 章が 2 国モデルであるのに対して、本章のモデルが小国経済モデルということである。2 国モデルでは自国と外国の行動が相互に干渉し合うため、政策協調等の議論が可能になる一方で、小国モデルでは体系がシンプルになる分、拡張の余地が残されている。

以下では家計の効用最大化問題、企業の利潤最大化問題、経済の均衡条件について順に記述していく。家計の異時点間の消費代替の帰結として動学的 IS(Dynamic IS) 曲線を導出し、価格硬直性の下での企業の最適価格設定の帰結としてニューケインジアン・フィリップス曲線 (New Keynesian Phillips Curve, NKPC) を導出する。それらの後、いくつかの異なるタイプの金融政策ルールを設定し、それぞれのモデルを閉じる。なお導出の詳細については、Gali and Monacelli (2005)、Galí (2008)、Divino (2009) 等を参照されたい。

5.2.1 家計

代表的家計は、財の消費と労働供給からなる時点効用関数を持ち、無限期先までの期待効用を最大化する。

$$U(C_t, N_t) \equiv \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi}$$

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, N_t) \quad (5.1)$$

ここで C_t は総消費、 N_t は労働供給を表す。

家計の総消費は、自国財の消費と外国財の消費からなる。

$$C_t \equiv \left[(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} (C_{H,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}}) + \alpha^{\frac{1}{\eta}} (C_{F,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}}) \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}$$

ここで $C_{H,t}$ は自国財の消費、 $C_{F,t}$ は外国財（輸入財）の消費を表す。 $\eta(>0)$ は自国財と外国財の代替の弾力性、 $\alpha(\in [0, 1])$ は経済開放度を表す。

自国財の消費と外国財の消費はそれぞれ、 $j \in [0, 1]$ 区間に連続的に分布する差別化された財からなる。自国財の消費は Dixit and Stiglitz (1977) 型の CES 関数にしたがう。

$$C_{H,t} \equiv \left(\int_0^1 C_{H,t}(j)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dj \right)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}$$

ここで $\epsilon > 1$ は差別化財の代替の弾力性である。

外国財の消費は、世界に分布する $i \in [0, 1]$ 国からの輸入の合計である。

$$C_{F,t} \equiv \left(\int_0^1 C_{i,t}^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} di \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}}$$

ここで γ は国ごとの財の代替の弾力性である。

i 国から輸入した財の消費は、以下のように表される。

$$C_{i,t} \equiv \left(\int_0^1 C_{i,t}(j)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dj \right)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}$$

最適消費配分の解の一階の条件から、以下の需要関数が導出される。

$$C_{H,t}(j) = \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}} \right)^{-\epsilon} C_{H,t}, \quad C_{i,t}(j) = \left(\frac{P_{i,t}(j)}{P_{i,t}} \right)^{-\epsilon} C_{F,t}$$

ここで、 $P_{H,t} \equiv \left(\int_0^1 P_{H,t}(j)^{1-\epsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\epsilon}}$ 、 $P_{i,t} \equiv \left(\int_0^1 P_{i,t}(j)^{1-\epsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\epsilon}}$ である。 $P_{H,t}$ は国内物価指数（企業物価指数、PPI）、 $P_{i,t}$ は i 国から輸入された財の物価指数である。

同様に、 i 国からの輸入財について、次の需要関数が導出される。

$$C_{i,t} = \left(\frac{P_{i,t}}{P_{F,t}} \right)^{-\gamma} C_{F,t}$$

ここで、 $P_{F,t} \equiv \left(\int_0^1 P_{i,t}^{1-\gamma} di \right)^{\frac{1}{1-\gamma}}$ であり、輸入物価指数（世界物価指数）を意味する*⁹。

さらに、自国財と外国財に対する需要関数は次のように表される。

$$C_{H,t} = (1 - \alpha) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t, \quad C_{F,t} = \alpha \left(\frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t$$

ここで P_t は消費者物価指数（CPI）を表す。

$$P_t \equiv [(1 - \alpha)P_{H,t}^{1-\eta} + \alpha(P_{F,t})^{1-\eta}]^{\frac{1}{1-\eta}} \quad (5.2)$$

*⁹本章のモデルでは、貿易財・非貿易財といった区別はなく、全ての財は輸入可能である。したがって輸入物価と自国通貨で評価した世界物価は等しくなる。

以上の条件から、予算制約式を次のように表す。

$$P_t C_t + D_{t,t+1} B_t + \mathcal{E}_t D_{t,t+1}^* B_t^* \leq W_t N_t + T_t + B_{t-1} + \mathcal{E}_t B_{t-1}^* \quad (5.3)$$

ここで W_t は名目賃金、 B_t は自国債券保有、 $D_{t,t+1}$ は自国債券価格^{*10}、 B_t^* は外国からの総債券保有量、 $D_{t,t+1}^*$ は i 国の債券価格指数 (世界通貨建て) \mathcal{E}_t は名目実効為替レート、 T_t は税金と資本移転の合計 (人頭一括) である^{*11}。

家計は (5.3) を制約条件に (5.1) を最大化する。解の一階の条件は、次のように表される。

$$\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) = D_{t,t+1} \quad (5.4)$$

$$\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) = \mathcal{E}_{t+1} D_{t,t+1}^* \quad (5.5)$$

$$C_t^\sigma N_t^\varphi = \frac{W_t}{P_t} \quad (5.6)$$

(5.4)、(5.5)、(5.6) はそれぞれ、消費のオイラー方程式 (異時点間の最適条件)、消費と外国債券保有の最適条件、労働供給関数 (同時点間の最適条件) である。

(5.4) を定常値まわりで対数線形近似すれば、

$$c_t = E_t[c_{t+1}] - \frac{1}{\sigma} (r_t - E_t[\pi_{t+1}] - \rho) \quad (5.7)$$

が求まる。ただし、 $\log \beta \equiv \rho$ である。(5.7) から、家計は実質金利を見ながら消費のパスを決めている。実質金利が高いときには今期の消費を抑えて予算を債券を購入分に回し、来期に高いリターンを得て消費を増やす。

5.2.2 相対価格と為替レート

消費者物価指数 (5.2) を対称な定常値 ($P_{H,t} = P_{F,t}$) まわりで線形対数化し、交易条件の定義式 $S_t \equiv \frac{P_{F,t}}{P_{H,t}}$ を同様に線形化して代入すれば、消費者物価・国内物価・交易条件の

^{*10} 総収益を R_t とすれば、 $\frac{1}{D_{t,t+1}} = R_{t+1}$ が成立する。さらに名目利子率を $r_t \equiv \log R_t$ とすると、 $r_t = \log((R_t - 1) + 1) \simeq R_t - 1 \Rightarrow R_t \simeq 1 + r_t$ が成立する。

^{*11} 自国の家計は自国の債券と同様に、いずれの外国の債券も購入することができる。取引は 2 国間為替レートを通じて行われる。外国債券についても消費財と同様に、最適配分問題から需要関数が導出される。

関係式が求まる。^{*12}。

$$\begin{aligned} p_t &\equiv (1 - \alpha)p_{H,t} + \alpha p_{F,t} \\ &= p_{H,t} + \alpha s_t \end{aligned} \quad (5.8)$$

(5.8) から、経済開放度 α が大きくなれば輸入物価 (相対価格) が消費者物価に与える影響は大きくなる。両辺階差をとると、次式が得られる。

$$\pi_t \equiv \pi_{H,t} + \alpha \Delta s_t \quad (5.9)$$

ただし π_t は CPI インフレーション、 $\pi_{H,t}$ は PPI インフレーションである。

全ての財 j について一物一価の法則が成立していると仮定すれば、次式が成り立つ。

$$p_{F,t} = e_t + p_t^* \quad (5.10)$$

e_t は名目実効為替レート対数値、 p_t^* は世界物価対数値である。したがって、

$$s_t = p_{F,t} - p_{H,t} = e_t + p_t^* - p_{H,t} \quad (5.11)$$

である。(5.10)、(5.11) を実効実質為替レート q_t に代入すれば、次のようになる。

$$q_t \equiv e_t + p_t^* - p_t \quad (5.12)$$

$$\begin{aligned} &= s_t + p_{H,t} - p_t \\ &= (1 - \alpha)s_t \end{aligned} \quad (5.13)$$

(5.13) から、一物一価の法則が成り立つとき実質為替レートと交易条件は線形の関係にある。(5.13) を (5.9) に代入すると、次式が求まる。

$$\pi_t \equiv \pi_{H,t} + \frac{\alpha}{1 - \alpha} \Delta q_t \quad (5.14)$$

5.2.3 金利平価と国際的な消費のリスク・シェアリング

本章では国際的な債券取引に完全市場を仮定している。自国家計の債券取引に関する最適条件 (5.4)、(5.5) をそれぞれ対数線形化し、 i について積分すれば、次式のような金利平価 (Uncovered Interest rate Parity, UIP) が求まる。

$$r_t - r_t^* = E_t \Delta e_{t+1} + \xi_t \quad (5.15)$$

^{*12} 正確には $S_t \equiv \frac{P_{F,t}}{\varepsilon_t P_{H,t}^*}$ と定義する。後述のように、本章では一物一価の法則が常に成り立つと仮定しているので、全ての t において $P_{H,t} = \varepsilon_t P_{H,t}^*$ である。

ここで $r_t^* \equiv \log D_t^*$ は世界利子率、 ξ_t はリスクプレミアムである。

また自国の債券は完全市場を通じて、どの国からでも平等にアクセスできる。任意の国 i の自国債券保有に関する最適条件は以下のように表される。

$$\beta \left(\frac{C_{t+1}^i}{C_t^i} \right)^{-\sigma} \left(\frac{P_t^i}{P_{t+1}^i} \right) \left(\frac{\mathcal{E}_t^i}{\mathcal{E}_{t+1}^i} \right) = D_{i,t,t+1} \quad (5.16)$$

(5.4)、(5.16) を結合し、対数線形化して i について積分すれば、国際的な消費のリスク・シェアリング条件が求まる。

$$c_t = c_t^* + \frac{1}{\sigma} q_t \quad (5.17)$$

5.2.4 企業

国内には連続的に分布する $j(\in [0, 1])$ 企業が存在し、それぞれ財を 1 種類ずつ (j 財) 生産している。財の生産関数は、次式で与えられる。

$$Y_t(j) = A_t N_t(j) \quad (5.18)$$

ここで $Y_t(j)$ は j 財の生産、 A_t は労働生産性、 $N_t(j)$ は労働投入である。ここで労働生産性について対数をとると、1 次の自己回帰過程に従うと仮定する。($a \equiv \log A_t$, $a_t = \rho_a a_{t-1} + \epsilon_t^a$, $\rho \in (0, 1)$)

総消費と同様に、Dixit and Stiglitz (1977) 型の総生産を定義する。

$$Y_t \equiv \left(\int_0^1 Y_t(j)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dj \right)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}$$

ここで労働市場に完全競争を仮定すると、均衡条件は、 $N_t = \int_0^1 N_t(j) dj$ である。これらを (5.18) と合わせると $N_t = \frac{Y_t}{A_t} \int_0^1 \frac{Y_t(j)}{Y_t} dj$ となる。1 次の対数線形近似を行えば、総生産関数が導出できる^{*13}。

$$y_t = a_t + n_t \quad (5.19)$$

費用最小化問題の解の一階の条件から、実質限界費用が次のように導出される。

$$mc_t = -\nu + w_t - p_{H,t} - a_t \quad (5.20)$$

^{*13} 積分項について対数をとると、その定常値まわりの変動は 2 次になる。Woodford (2003)、Galí (2008) などを参照。

ここで mc_t は実質限界費用、 $\nu \equiv -\log(1 - \tau)$ 、 τ は政府から支払われる雇用補助金である^{*14}。

企業は財の価格を設定するとき、Calvo (1983) 型の名目硬直性に従うと仮定する。すなわち企業は每期自由に価格を設定することができず、一定の確率 $(1 - \theta)$ でのみ変更できるとする。企業は価格をいつ変更できるか分からないという不確実性のもとで、無限期先までの期待利潤が最大になるように今期の価格を設定しなければならない。このとき、最適価格は次式で与えられる^{*15}。

$$\bar{p}_{H,t} = \mu + (1 - \beta\theta) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t(mc_{t+k} + p_{H,t+k}) \quad (5.21)$$

ここで、 $\bar{p}_{H,t}$ は最適価格、 $\mu \equiv \log\left(\frac{\epsilon}{\epsilon-1}\right)$ は最適マークアップを表す。価格が伸縮的 ($\theta = 0$) なときには、(5.21) は次のようになる。

$$\begin{aligned} p_{H,t} &= \mu + mc_t + p_{H,t} \\ \Rightarrow -\mu &= mc_t \end{aligned} \quad (5.22)$$

最適価格は名目限界費用に一定のマークアップを上乗せして求められる。そのときの実質限界費用は $-\mu$ で一定である。

一方で価格が硬直的なときには、将来が不確実であるため、上記のような最適価格はつけられない。そこで企業は期待に基づいて、将来にわたる平均的な名目限界費用に一定のマークアップをかけて最適価格を決定する。ここで、期待される名目限界費用とその実現値との間にギャップが生じるため、平均マークアップ (価格 / 限界費用) は最適マークアップよりも高くなる^{*16}。

5.2.5 市場の均衡

j 財に対する需給均衡条件は、次式で表される。

$$Y_t(j) = C_{H,t}(j) + \int_0^1 C_{H,t}^i(j) di \quad (5.23)$$

^{*14}雇用補助金は、独占的競争や経済開放化によってもたらされる市場の歪みを排除するために企業に支払われる。Galí (2008) や Corsetti and Pesenti (2005) などを参照。

^{*15}導出の詳細については、Galí (2008) などを参照。

^{*16}Corsetti and Pesenti (2005) はこのメカニズムに関するグラフィカルで直感的にも理解しやすい説明を提供している。

ここで $C_{H,t}^i(j)$ は、国 i の家計が自国の財 j に対して持つ需要である。(5.23) の左辺に総生産関数 (5.19) を、右辺に財の需要関数をそれぞれ代入し、さらに 2 国間交易条件および 2 国間実質為替レートの定義式^{*17}を用いて整理、さらに対数線形化して i について積分すれば、財市場の均衡条件は以下のように導出できる^{*18}。

$$y_t = c_t + \frac{\alpha\omega}{\sigma} s_t \quad (5.24)$$

ここで $\omega \equiv \sigma\gamma + (1 - \alpha)(\sigma\eta - 1)$ である。

(5.24) から、自国で生産された財は全てが自国で消費されるのではなく、外国に輸出される分も含まれることが確認できる。総生産のうちどの程度が輸出に回るかは、財の相対価格によって決まる。例えば交易条件が悪化 (s_t が上昇) すると、自国財は外国にとって安価になるため、輸出が増える。それと同時に、自国にとっては輸入財の価格が割高になるため、輸入によって補われる消費は少なくなる。したがってこのとき、自国が享受できる消費は相対的に少なくなる。財の生産には労働供給が必要なので、所与の生産水準において消費が少なくなれば、自国にとってはマイナスである。交易条件によるこの効果は経済開放度 α やパラメータ ω によって増幅される。^{*19}

(5.24) は任意の国 i において成立するため、これを積分すれば世界的な財市場の均衡条件が求まる。

$$y_t^* \equiv \int_0^1 y_t^i di = \int_0^1 c_t^i di \equiv c_t^* \quad (5.25)$$

(5.24)、(5.25) をリスク・シェアリング条件 (5.17) と合わせれば、次式が導出できる。

$$y_t = y_t^* + \frac{1}{\sigma_\alpha} s_t \quad (5.26)$$

ここで、 $\sigma_\alpha \equiv \frac{\sigma}{(1-\alpha)+\alpha\omega} > 0$ である。(5.26) は、交易条件が悪化すれば、その分だけ余計に自国が生産量を増やさなければならないことを示している。さらにこれを自国の財市場均衡条件 (5.24)、世界の財市場均衡条件 (5.25)、リスクシェアリング条件 (5.17) と合わ

^{*17}本章では議論を簡潔にするため、任意の国 i との 2 国間変数の導入を省略している。詳細は Gali and Monacelli (2005) を参照のこと。

^{*18}ただし、財に対する選好は国ごとに対称であると仮定している。すなわち、 i 国が自国の j 財に対して持つ需要と、自国が i 国の j 財に対して持つ需要は対称形である。

^{*19}ただしここでは、貿易収支は常に均衡している。Gali and Monacelli (2005) 参照。

せて c_t^* と s_t を消去すれば、次の関係式が導出される。

$$c_t = \psi y_t + (1 - \psi)y_t^* \quad (5.27)$$

ここで $\psi \equiv \frac{1-\alpha}{(1-\alpha)+\alpha\omega}$ である。

以上の関係式を用いて、企業の実質限界費用の決定要因について考察する。実質限界費用 (5.20) に (5.8)、(5.13)、(5.6)、(5.27)、(5.19) を代入し、自国生産 y_t 、世界生産 y_t^* 、実質為替レート q_t について整理すると、次のようになる。

$$\begin{aligned} mc_t &= -\nu + w_t - p_{H,t} - a_t \\ &= -\nu + (w_t - p_t) + (p_t - p_{H,t}) - a_t \\ &= -\nu + (\varphi n_t + \sigma c_t) + \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) q_t - a_t \\ &= -\nu + (\varphi + \sigma\psi)y_t + \sigma(1-\psi)y_t^* + \frac{\alpha}{1+\alpha}q_t - (1+\varphi)a_t \end{aligned} \quad (5.28)$$

(5.28) の最下段、右辺第 2 項は自国生産上昇による実質限界費用への効果をとらえている。まず企業は (5.19) 国内生産を増やすために、労働需要を増やす。労働供給に関する最適条件 (5.6) から、労働需要の上昇は実質賃金を上昇させる。さらに (5.27) から、国内生産が増えれば総消費も増える。(5.6) から総消費の増加は消費の限界効用を小さくし、労働の限界不効用を相対的に高めるため、労働の対価である実質賃金はさらに上昇する(代替効果)。これを先の効果と合わせれば、1 単位の生産増は実質限界費用を $(\varphi + \sigma\psi)$ 上昇させる。

右辺第 3 項は、世界生産量の上昇による実質限界費用への効果をとらえている。世界生産量の上昇は (5.27) を通じて自国の総消費を上昇させる。先の議論と同様に、総消費の上昇は代替効果 (5.6) を通じて実質限界費用を上昇させる。

右辺第 4 項は、実質為替レートの減価による実質限界費用への効果をとらえている。実質減価は為替レートのパス・スルーによって輸入物価を上昇させる。(5.14) から、輸入物価の上昇は消費者物価を上昇させ、実質限界費用を直接的に押し上げる^{*20}。

(5.22) から、価格が伸縮的なときの実質限界費用は次のように表される。^{*21}

$$\begin{aligned} -\mu &= \overline{mc_t} = \nu + (\varphi + \sigma\psi)\bar{y}_t + \sigma(1-\psi)y_t^* - (1+\varphi)a_t \\ &= \nu + \Psi\bar{y}_t + \sigma(1-\psi)y_t^* - (1+\varphi)a_t \end{aligned} \quad (5.29)$$

^{*20}ただし、実質為替レートはリスクシェアリング条件 (5.17) を通じて (5.27) に影響を及ぼしている。したがって実質為替レートは、自国生産量や世界生産量を通じて間接的にも実質限界費用に効果を与えている。

^{*21}対称定常状態を仮定すると ($P_{H,t} = P_{F,t}$)、長期購買力平価説が成立する。すなわち、 $\bar{Q} = 1, \bar{q} = 0$ 。

ここで $\Psi \equiv \varphi + \sigma\psi$ である。 \bar{y}_t は価格が伸縮的なときに達成される生産量 (自然産出量) である。(5.29) を \bar{y}_t について解けば、自然産出量は外生変数によって表される。

$$\bar{y}_t = \frac{-\mu + \nu}{\Psi} - \frac{\sigma(1-\psi)}{\Psi} y_t^* + \frac{(1+\varphi)}{\Psi} a_t \quad (5.30)$$

ここで、自然水準との差をとってアウトプットギャップと実質限界費用ギャップを定義する。

$$\begin{aligned} x_t &\equiv y_t - \bar{y}_t \\ \widehat{mc}_t &\equiv mc_t - \overline{mc}_t = \Psi x_t + \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) q_t \end{aligned} \quad (5.31)$$

ここで x_t はアウトプットギャップ、 \widehat{mc}_t は実質限界費用ギャップである。

ここで企業の価格最適化行動の帰結から、PPI インフレーションの動学パスが導出される。^{*22}

$$\pi_{H,t} = \beta E_t \pi_{H,t+1} + \lambda \widehat{mc}_t \quad (5.32)$$

ただし、 $\lambda \equiv \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta}$ である。

(5.31) を (5.32) に代入すれば、ニューケインジアン・フィリップスカーブ (NKPC) が導出される。

$$\pi_{H,t} = \beta E_t \pi_{H,t+1} + \Phi x_t + \Lambda q_t \quad (5.33)$$

ここで、 $\Phi \equiv \lambda\Psi$, $\Lambda \equiv \lambda \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right)$ である。(5.28) から、実質限界費用は実質為替レートの影響を受ける。よって (5.32)、(5.33) から、実質為替レートは PPI インフレーションに影響を与えている。

最後に、消費のオイラー方程式と財市場の均衡条件から、動学的 IS カーブを導出する。(5.24)、(5.13)、(5.8) を消費のオイラー方程式 (5.4) に代入すると、

$$\begin{aligned} y_t &= E_t y_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (r_t - E_t \pi_{t+1} - \rho) - \frac{\alpha\omega}{\sigma} \Delta s_{t+1} \\ &= E_t y_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (r_t - E_t \pi_{t+1} - \rho) - \frac{\alpha\omega}{\sigma(1-\alpha)} \Delta q_{t+1} \\ &= E_t y_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (r_t - E_t \pi_{H,t+1} - \rho) - \frac{\alpha(\omega-1)}{\sigma(1-\alpha)} \Delta q_{t+1} \end{aligned} \quad (5.34)$$

^{*22} 導出の詳細については、Gali and Monacelli (2005) などを参照。

(5.34) に産出量ギャップの定義式と自然産出量 (5.30) を代入すれば、動学的 IS カurveが求まる。

$$x_t = E_t y_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (r_t - E_t \pi_{H,t+1} - \bar{r}_t) - \frac{\alpha(\omega - 1)}{\sigma(1 - \alpha)} \Delta q_{t+1} \quad (5.35)$$

$$\bar{r}_t \equiv \rho + \frac{\sigma^2(1 - \psi)}{\Psi} E_t \Delta y_{t+1}^* - \frac{\sigma(1 - \rho_\alpha)(1 + \varphi)}{\Psi} a_t$$

ここで、 \bar{r}_t は自然利子率である。(5.35) から、実質為替レートの変動がアウトプットギャップにも影響を与えていることが分かる。

(5.35)、(5.33)、(5.15)、(5.12)、(5.14) を内生的な最適金融政策ルール、あるいはシンプルな金融政策ルールと合わせれば、合理的期待均衡解が求められる。モデルの内生変数はアウトプットギャップ、CPI インフレーション、PPI インフレーション、実質為替レート、名目為替レート、名目金利である。外生変数は自然利子率、労働生産性、リスクプレミアム、世界生産量、世界インフレーション、世界金利である。

5.3 シミュレーション

5.3.1 金融政策ルールとカリブレーション

金融政策の候補として、次のような 3 つのシンプル・ルールを想定しよう。

$$r_t = \phi_\pi \pi_{H,t} + \phi_x x_t \quad (5.36)$$

$$r_t = \phi_\pi \pi_t + \phi_x x_t \quad (5.37)$$

$$r_t = \phi_\pi \pi_{H,t} + \phi_x x_t + \phi_e \Delta e_t \quad (5.38)$$

ここで (5.36) は PPI(企業物価) インフレーションに反応するテイラールール (Domestic Inflation based Taylor Rule, DITR)、(5.37) は消費者物価ベースのインフレーションに反応するテイラールール (CPI Inflation based Taylor Rule, CITR)、(5.38) は DITR に、名目為替レートを明示的に追加したルールである (DITR+ER)。

厳密には、CITR は独立した金融政策ルールではなく、実質為替レートに反応するルール (DITR+RER) の特殊ケースと解釈することができる。(5.37) を (5.14) に代入すると、

$$r_t = \phi_\pi \left(\pi_{H,t} + \frac{\alpha}{1 - \alpha} \Delta q_t \right) + \phi_x x_t$$

$$= \phi_\pi \pi_{H,t} + \phi_x x_t + \phi_q \Delta q_t$$

となる。ただし $\phi_q \equiv \phi_\pi \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right)$ である。Taylor (2001) はこれを一般化したルール ($\phi_q \neq \phi_\pi$) を用いた実証分析についてサーベイを行い、為替レートの間接効果の重要性を主張している。

Gali and Monacelli (2005) では、DITR は実質為替レートの自由な変動を許すことによって PPI インフレーションやアウトプットギャップを安定化させることができ、その結果 CITR に比べて厚生損失を小さくできると主張している^{*23}。

しかし Divino (2009) や本章のモデルでは、必ずしもそうはならないことに注意が必要である。本章のようにリスクプレミアムを追加的に導入したモデルでは、実質為替レートが NKPC に直接的な影響を与えることになる。このことから、PPI インフレーションとアウトプットギャップの間にトレードオフが生じる ((5.33) を参照)。したがって Gali and Monacelli (2005) と比べて、CITR にもパフォーマンス向上の余地が残されている。

以上のことを検討するために、上記の 2 つのルール (DITR と CITR) を取り上げて比較しよう。さらに名目減価にも明示的に反応する為替レートルールを提示し、パフォーマンスの違いを検証する。

シミュレーションに必要なパラメータは表 5.1 のカリブレーションに従う。

5.3.2 インパルス反応関数

以下では、構造ショックに対するインパルス反応を計測する。図 1 には生産性ショックに対するインパルス反応関数を描いている。

生産性ショックに対しては、どの政策ルールにおいても変数の反応は概ね同様である (大きさの程度は異なる)。生産性の上昇は、同じインプットでより多くのアウトプットが可能になるため、自然産出量 (潜在産出量) が増加する。このため自然利子率が下落し、アウトプットギャップが縮小する。このため、企業は需要不足懸念から最適価格設定 (NKPC) のもとで価格を下落させる。これにより、PPI インフレーションが下落する。PPI インフレーションの下落は CPI インフレーションを下落させる。

これらを受けて、各ルールともに名目金利を引き下げ、総需要を刺激し物価安定に働きかけている。金利平価条件から、世界金利が一定の下での自国名目金利の下落は、名目為替レートの期待増価をもたらす。当初からわずかに増価にふれているのは、将来の増価を

^{*23}ただし Gali and Monacelli (2005) では、アウトプットギャップに反応する項は含まれない。

表 5.1 カリブレーション

パラメータ	値	
$1 - \theta$	0.25	価格改定率。
β	0.99	割引要因。定常金利の年率 4% に相当。
σ	2.0	相対的危険回避度。Steinsson (2003) に基づく。
γ	1.0	国ごとの財の代替の弾力性
η	1.0	自国財と外国財の代替の弾力性
φ	3.0	労働の弾力性。Monacelli (2001) に基づく。
α	0.4	経済開放度。Pappa (2004) に基づく。
ϵ	6.0	財の代替の弾力性。Clarida et al. (1999) に基づく
ϕ_{π}	1.5	
ϕ_x	0.5	
ϕ_e	0.5	

見越してのことと考えられる。実質為替レートの動きは名目為替レートと消費者物価インフレーションの動きを反映したものとなっている。

名目減価に反応するルール (DITR+ER) では、他のルールと比較してわずかに名目金利の引き下げ幅が大きくなっている。これによりアウトプットギャップと PPI インフレーションの下落を抑制している。このルールは為替レート水準を抑えるのではなく、その変化を抑えるルールであるため、名目為替レートはショック後に平均には戻らない (単位根を持つ)。

図 2 にはリスクプレミアムショックに対するインパルス反応関数を描いている。リスクプレミアムショックに対し、各変数はルールごとに異なった反応を示している。まず、リスクプレミアムショックは UIP 条件を通じて名目期待増価および実質期待増価をもたらす。実質期待増価は DIS を通じてアウトプットギャップを上昇させ、NKPC を通じて PPI インフレーションを下落させる。

アウトプットギャップと PPI インフレーションは反対の方向に反応するため、DITR では両者が相殺されてわずかな金融緩和にとどまる。この結果アウトプットギャップは初期にやや上昇し、その後安定に向かっている。また PPI インフレーションは緩やかに安

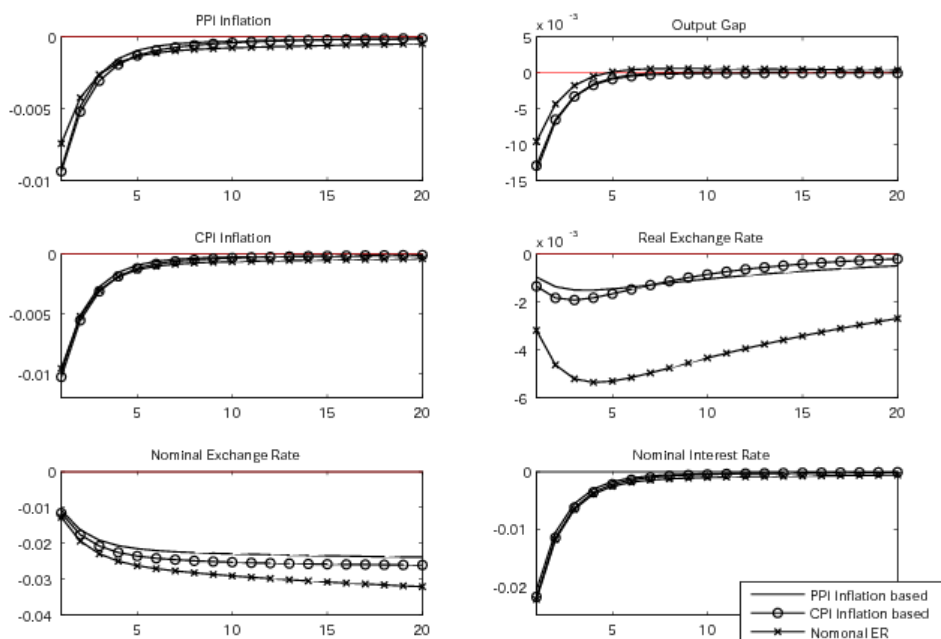


図 5.1 生産性ショックに対するインパルス反応

定化していく。

CITR は、PPI でなく CPI インフレーションに反応するため、DITR とは動きが異なる。リスクプレミアムショックは実質増価と PPI インフレーションの下落を同時にもたすため、CPI インフレーションは大きく下落する。このため、初期の金利下落は他のルールより比べて大きくなっている。これによって初期にはアウトプットギャップの上昇を招くものの、その後は安定している。一方で、PPI インフレーションについては大きな変動を許している。

DITR+ER では、名目減価と PPI インフレーションの下落を受けて反応するため、CITR と同様に DITR より大きく金利を下げている。ただし PPI インフレーションにも反応するため、PPI インフレーションは緩やかに安定に向かう。しかしながらアウトプットギャップについては、金利の動きを反映して高止まりしている。

このように、アウトプットギャップと PPI インフレーションがトレードオフの関係にあるとき、DITR が最も安定化に適しているとは言えなくなる。これは Divino (2009) を支持する結果と言える。例えば図 1 では、DITR+ER が他のルールに比べて、アウトプット

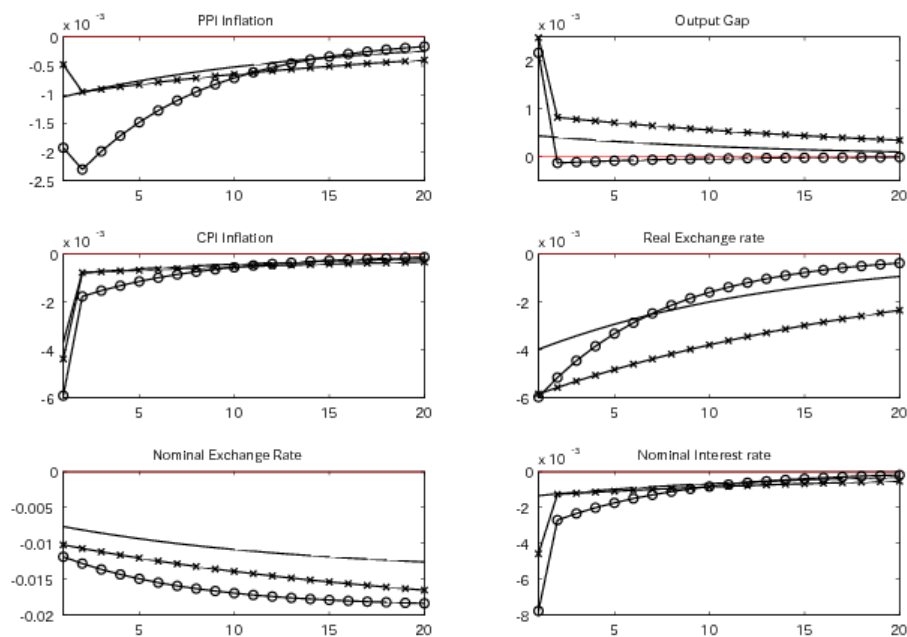


図 5.2 リスクプレミアムショックに対するインパルス反応

ギャップや PPI インフレーションの安定化に成功している。また図 2 では、CITR がアウトプットギャップを素早く安定化させている（ただし、初期にはジャンプが見られる）。

5.4 結論と今後の課題

本章では、金融政策運営における為替レートの政策的位置づけをめぐって、Gali and Monacelli (2005) に基づく小国開放経済モデルを用いたシミュレーション分析を行った。Divino (2009) に基づいてリスクプレミアムを導入し、これを追加的な均衡条件とした。3 つの金融政策ルール (DITR、CITR、DITR+ER) を設定し、それぞれについてインパルス反応関数を計測した。

本章の分析の結果、Gali and Monacelli (2005) とは異なり、国内インフレーションの安定化が必ずしも望ましい政策とは言えないことが示された。また為替レート安定化を目標とした政策ルールについても、望ましいパフォーマンスをもたらす場合があることが示された。

おわりに今後の課題を挙げる。まず本章の分析では、厚生損失関数や最適金融政策ルー

ルが明示的に導出されていないため、精密な政策評価には適していない。例えば Gali and Monacelli (2005) では $\sigma = \eta = \gamma = 1$ という単純化の仮定をおくことで、厚生損失関数の正準表現 (canonical representation) を導出することを可能にしている。また Divino (2009) では Rotemberg and Woodford (1997) に基づいて厚生損失関数を導出し、コミットメント政策と裁量政策の 2 つのケースについて最適金融政策ルールを求めている。こうした導出は、より発展的な議論のために必要不可欠といえる。

次に本章の分析は、いくつかの単純化の仮定に基づいていることが挙げられる。例えば本章のモデルでは一物一価の法則が成立しているので、市場は分断されていない。また企業が直面する需要関数の弾力性は一定であり、家計の効用関数において消費と労働が分割可能である^{*24}。

こうした仮定を緩めることで、為替レートのボラティリティに変化が生じ、金融政策との関わりにも影響を与える可能性がある。様々な仮定のもとで得られるインプリケーションについて比較・検討し、より現実に応じた適切な政策評価を下すことが求められる。

^{*24} 市場分断については Monacelli (2001)、凸型の需要関数については Bergin and Feenstra (2000)、分割不可能な選好については Betts and Devereux (2000) などを参照。また Lane (2001) はこれらの文献の主要なインプリケーションをサーベイとして要約している。

第 6 章

結論と今後の課題

金融政策運営において、中央銀行は為替レートとどう向きあえば良いだろうか。本稿では、この問いに答えることを主な研究目的とし、簡単なサーベイを行った後、理論と実証の両面から分析を行った。

各章の分析結果を通じて、中央銀行の為替レートに対する望ましいスタンスは、経済の状況や構造的摩擦の有無によって変化することが明らかになった。中央銀行は自国の経済だけに関心を払うのでは不十分であり、外国の経済にも関心を向ける必要がある。すなわち、両者を結ぶ為替レートにも目を向け、為替レートを取り巻く環境の変化を注意深く観察したうえで、適切な判断を下すことが求められる。

以下、各章で得られた主要な結論を総括しておこう。第 2 章では、為替レートの経常収支調整に焦点をあてた実証分析を行った。1990 年ごろのバブル経済崩壊を境に長期にわたる景気停滞を経験した日本を分析の対象とし、VAR モデルを推計してインパルス反応関数を計測した。1990 年以前 (前期) と以後 (後期) で、為替レートと他のマクロ経済変数との関係に変化が生じているかどうかという問題も検証した。

為替レート増価ショックに対し、純輸出は反応初期に増えており、その後に下落が確認された。これはいわゆる J カーブ効果と考えられる。これにより、為替レートが持つ純輸出に対する調整のメカニズムが確認された。また為替レートの増価は景気を悪化させ、金利の下落をもたらしている。すなわち、少なくとも 1973 年から 1989 年に関しては、マクロ経済の諸変数は概ね期待される通りの反応を示したといえる。

観測期間の前期と後期とを比較すると、まず純輸出ショックに対して後期に金利の反応が有意でなくなっている。金利は他のショックに対しても同様に有意でなくなっているこ

とから、バブル崩壊後の持続的な金融緩和、特に 1999 年以降のゼロ金利が影響していると考えられる。次に、特徴的なのは、為替レートショックに対して GDP や金利の反応が弱くなっているにも関わらず、純輸出は同様に減少していることである。後期には日本経済のマクロ構造が大きく変化した可能性がある一方で、そうした変化を経てもなお、為替レートのマクロ調整機能は依然有意に働いていたと考えられる。

以上の結果は、日本で 1973 年以来続いている変動相場制が、少なくとも国際収支均衡という意味においては、バブル崩壊後の日本経済においても重要な役割を果たしていることを示している。

第 3 章では、1980 年代・90 年代の日本の金融政策が為替レートにどの程度関心を払っていたのかということに焦点をあて、短期制約の構造 VAR モデルと長期制約の VEC モデルの 2 つのモデルを用いて実証分析を行った。特に長期制約 VEC モデルでは、為替レートショック（為替相場を不安定化させるような外生的ショック）の識別を試みた。これにより、為替レートショックに対する金融政策の反応を観察した。

まず 1980 年代（1981 年 1 月から 1989 年 12 月）では、名目減価ショックに対して生産は短期的に正の反応を示し、累積的な反応は長期制約に従って 0 に回帰した。この結果は、為替減価によって景気が一時的に刺激され、生産が増加することを意味する（ただし標準誤差は大きい）。消費者物価も同様に短期的に正の反応を示している。為替減価によって景気が刺激され、物価に上昇圧力がかかることや、輸入物価の上昇が消費者物価に転嫁していることが考えられる。次に、名目減価ショックに対して金利は上昇している。これは中央銀行政策が為替レートの安定化に関心があり、金融引き締めを行った結果と解釈できる。

ゼロ金利政策が始まる以前の 1990 年代（1990 年 1 月から 1999 年 1 月）にかけての反応を見ると、長期的な効果は前期と概ね同様であるものの、短期的にはやや異なっている。名目減価ショックに対し、生産は減少の後増加に転じ、中期的にはプラスとなっている。これは減価によって当初貿易収支が悪化する、いわゆるオーバーシュートが生じていると解釈できる。これに伴って、消費者物価と金利はともに下落している。ただしその後の金利上昇の反応や長期効果は 1980 年代より大きく、かつ有意である。

以上の結果から、1980 年代と 1990 年代のいずれにおいても、金融政策は為替レートの安定化に努めていたことが確認された。なお短期制約モデルについては、やや不安定な反応を見せながらも、この結果を支持しており、頑健的な結果となった。

第4章では、為替レートと金融政策の関係性に焦点をあて、シンプルなニューケインジアンモデルを2国モデルに拡張した Clarida et al. (2002) を基に、シミュレーション分析を行った。本章の特徴として、価格均衡における交易条件の成長率に、Lubik and Schorfheide (2007) に基づく外生的ショックを導入している。

インパルス反応分析の結果、生産性ショックのようにアウトプットギャップの変化とインフレーションの変化が(中央銀行の目的にとって)同じ方向を向いている場合には、為替レート変化を抑えることで経済パフォーマンスの改善につながることを示された。反対に、コストプッシュショックのように両者が反対の方向を向いている場合には、為替レート抑制のための金利操作がパフォーマンスの悪化につながることも示された。各変数の分散から近似的な厚生損失関数を想定して政策を比較した結果、為替レート変化をある程度コントロールする、いわゆるダーティフロート政策が、自由な変動を認める政策よりパフォーマンスを高めるケースが確認された。

第5章では、金融政策運営における為替レートの政策的位置づけをめぐる、シンプルなニューケインジアンモデルを小国開放経済体系に拡張した Gali and Monacelli (2005) に基づいて分析を行った。ここでは Divino (2009) に基づいてリスクプレミアムを導入し、内外金利差と期待名目為替レート変化率との関係に外生的なショックを加えた。インパルス反応関数を用いた分析では、3つの金融政策ルール、すなわち 1) 企業物価インフレーションに反応するルール 2) 消費者物価インフレーションに反応するルール、3) 企業物価インフレーションに加えて名目為替レート変化にも直接反応するルールを比較している。

生産性ショックに対しては、どの政策ルールにおいても大きさの程度は異なるものの変数の反応は概ね同様であった。生産性の上昇は自然産出量の増加を通じてアウトプットギャップを縮小させる。これは企業物価インフレーションを低下させ、また消費者物価にも波及する。これらを受けて、各ルールはともに名目金利を引き下げる。金利の引下げは名目為替レートに当初の減価と期待増価をもたらす。反応初期にわずかに増価にふれているのは、将来の増価を見越してのことと考えられる。名目減価に反応するルールでは、他のルールと比較してわずかに名目金利の引き下げ幅が大きくなっている。これによりアウトプットギャップと企業物価インフレーションの下落を抑制している。

一方、リスクプレミアムショックに対しては、政策ルールごとに異なった反応が示された。リスクプレミアムショックは UIP 条件を通じて名目期待増価および実質期待増価を

もたらす。実質期待増価は DIS を通じてアウトプットギャップを拡大させ、NKPC を通じて国内物価インフレーションを下落させる。アウトプットギャップと国内物価インフレーションは反対の方向に反応するため、1) のルールでは両者が相殺されてわずかな金融緩和にとどまる。このため、アウトプットギャップと企業物価インフレーションの安定に時間がかかる。一方、リスクプレミアムショックは消費者物価インフレーションの大きな下落をもたらすため、これに反応する 2) のルールでは初期の金利低下が他のルールより大きくなっている。また名目減価に反応する 3) のルールでは、2) と同様に 1) より大きく金利を下げている。これにより国内物価インフレーションは緩やかに安定に向かうものの、アウトプットギャップはやや高止まりしている。

以上から、国内インフレーションの安定化が必ずしも望ましい政策とは言えないことが示された。また為替レート安定化を目標とした政策ルールについても、望ましいパフォーマンスをもたらす場合があることが示された。

終わりに、今後の課題を挙げる。まず、各章でも述べた通り、それぞれの分析はいくつもの単純化の仮定のもとで行われていることが挙げられる。例えば第 2 章では、為替レートがマクロ経済に及ぼす影響として、支出スイッチ効果のみを扱っているため、金融資産を通じた効果等は扱っていない。また第 4 章では、為替レートに完全なパススルーを仮定している。このため、自国と外国で異なる価格設定をする企業行動 (PTM) 等を扱うことができず、第 1 章の議論を包括的にカバーするには至っていない。他にも第 5 章では、適切な政策評価のために厚生損失関数や最適金融政策ルールを導出することが望ましく、そのためにはモデルにさらなる工夫が求められる。

実証面では、第 4 章でも述べたように、2000 年代以降の日本のゼロ金利政策、量的緩和政策、量的質的金融緩和をどう扱うかが今後の課題となる。名目金利にはゼロ下限が存在するため、ゼロ金利下では金融政策と為替レートの関係が不安定になる。このような状況下においても、金融政策と為替政策の関係性を議論する必要がある。

例えばゼロ金利制約下の日本の金融政策における為替レートの役割については Coenen and Wieland (2003) が詳しい。Coenen and Wieland (2003) は、日本は深刻な景気後退とデフレーション期における流動性のわなから脱出するために流動性を積極的に拡大すべきだと主張するいくつかの提案について、量的に評価している。これによると、そのような提案には無視できない「近隣窮乏化」効果が含まれるため、成功のためには主要貿易相手国の暗黙の了承が必要であると指摘している。

理論面では、第 1 章でも述べたように、モデルから提示される結論と現実のデータとの間にギャップが存在することが挙げられる。したがって、第 4 章、第 5 章の議論は必ずしも日本経済が対象とはなっておらず、より抽象度が高くなっている。

ニューケインジアンモデルをはじめとする DSGE モデルに観察可能なデータを取り込む動きは、近年特に盛んになっている。特に、ベイズの手法を用いてモデルのパラメータを推計する試みが広く行われている。例えば日本経済を対象に中規模 DSGE モデルを構築し、パラメータをベイズ推計したものに笛木・福永 (2011)、廣瀬 (2012) 等がある。ただしこれらは閉鎖経済体系であるために、為替レート等の海外変数は存在しない。

IMF や欧州中央銀行 (ECB) といった国際機関では、諸外国のマクロ経済の相互依存を分析する必要性から、開放経済体系の DSGE モデルを推計する試みが見られる。例えば IMF による GEM^{*1}(Global Economic Model)、GFM^{*2}(Global Fiscal Model)、GIMF^{*3}(Global Integrate Monetary and Fiscal Model)。ECB による NAWM^{*4}(New Area Wide Model) 等が挙げられる。これらを応用すれば、金融政策と為替レートに関して、通貨統合や最適通貨圏などの問題も含めて、より政策的な議論が可能になろう。

^{*1}Tchakarov et al. (2004)。

^{*2}Botman et al. (2006)、Botman et al. (2007)。

^{*3}Kumhof et al. (2010)。

^{*4}Christoffel et al. (2008)、Smets et al. (2010)。

参考文献

- [1] Aoki, Kosuke (2001) “Optimal monetary policy responses to relative-price changes 1”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 48, No. 1, pp. 55–80.
- [2] Baxter, M (1994) “Real exchange rates and real interest differentials:: Have we missed the business-cycle relationship?”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 33.
- [3] Benigno, Pierpaolo (2002) “A simple approach to international monetary policy coordination”, *Journal of International Economics*, Vol. 57, No. 1, pp. 177–196, June.
- [4] ——— (2003) 「Companion Appendix to “Real exchange rate persistence and monetary policy rules”」, , 第 October 号 .
- [5] Benigno, Gianluca (2004a) “Real exchange rate persistence and monetary policy rules”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 51, No. 3, pp. 473–502.
- [6] Benigno, P (2004b) “Optimal monetary policy in a currency area”, *Journal of International Economics*, Vol. 63, No. 2, pp. 293–320, July.
- [7] Benigno, Gianluca and Pierpaolo Benigno (2001) “Monetary Policy Rules and the Exchange Rate”, CEPR Discussion Papers 2807, C.E.P.R. Discussion Papers.
- [8] ——— (2006) “Designing targeting rules for international monetary policy cooperation”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 53, No. 3, pp. 473–506, April.
- [9] Benigno, Gianluca, Pierpaolo Benigno, and F Ghironi (2007) “Interest rate rules for fixed exchange rate regimes”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 31, No. 7, pp. 2196–2211, July.

- [10] Bergin, Paul R and Robert C Feenstra (2000) “Staggered price setting, translog preferences, and endogenous persistence”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 45, No. 3, pp. 657–680.
- [11] Betts, Caroline and Michael B Devereux (2000) “Exchange rate dynamics in a model of pricing-to-market”, *Journal of International Economics*, Vol. 50, No. 1, pp. 215–244.
- [12] Blanchard, OJ and Danny Quah (1989) “The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances”, *The American Economic Review*, Vol. 79, No. 4, pp. 655–673.
- [13] Botman, D., D. Laxton, D. Muir, and A. Romanov (2006) “A new-open-economy-macro model for fiscal policy evaluation”.
- [14] Botman, Dennis, Philippe Karam, Douglas Laxton, and David Rose (2007) “DSGE Modeling at the Fund: Applications and Further Developments”, *IMF Working Papers*, pp. 1–41.
- [15] Boyd, D, GM Caporale, and R Smith (2001) “Real exchange rate effects on the balance of trade: cointegration and the Marshall Lerner condition”, *International Journal of*.
- [16] Calvo, Guillermo A (1983) “Staggered prices in a utility-maximizing framework”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12, No. 3, pp. 383–398.
- [17] Chari, V. V., Patrick J. Kehoe, and Ellen R. McGrattan (2002) “Can Sticky Price Models Generate Volatile and Persistent Real Exchange Rates?”, *Review of Economic Studies*, Vol. 69, No. 3, pp. 533–563, August.
- [18] Christiano, LJ, M Eichenbaum, and CL Evans (1999) “Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?”, *Handbook of macroeconomics*.
- [19] Christiano, Lawrence J, Martin Eichenbaum, and Charles L Evans (2005) “Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy”, *Journal of political Economy*, Vol. 113, No. 1, pp. 1–45.
- [20] Christoffel, Kai, Gunter Coenen, and Anders Warne (2008) “The new area-wide model of the euro area - a micro-founded open-economy model for forecasting and policy analysis”, Working Paper Series 944, European Central

Bank.

- [21] Clarida, Richard, Jordi Gali, and Mark Gertler (1998) “Monetary policy rules in practice Some international evidence”, *European Economic Review*, Vol. 42, No. 6, pp. 1033–1067, June.
- [22] Clarida, R, J Gali, and Mark Gertler (1999) “The science of monetary policy: a new Keynesian perspective”, *Journal of economic literature*, Vol. 37, No. 4, pp. 1661–1707.
- [23] Clarida, R, J Gali, and M Gertler (2002) “A simple framework for international monetary policy analysis* 1”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49, pp. 879–904.
- [24] Coenen, G and V Wieland (2003) “The zero-interest-rate bound and the role of the exchange rate for monetary policy in Japan* 1”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, pp. 1071–1101.
- [25] Corsetti, G and P Pesenti (2001) “Welfare and Macroeconomic Interdependence”, *Quarterly Journal of Economics*.
- [26] Corsetti, G and Paolo Pesenti (2005) “The simple geometry of transmission and stabilization in closed and open economies”, *Federal Reserve Bank of New York Staff Reoprts*, No. 209.
- [27] Devereux, Michael B (2004a) “Monetary policy rules and exchange rate flexibility in a simple dynamic general equilibrium model”, *Journal of Macroeconomics*, Vol. 26, No. 2, pp. 287–308.
- [28] ——— (2004b) “Should the exchange rate be a shock absorber?”, *Journal of International Economics*, Vol. 62, No. 2, pp. 359–377.
- [29] Devereux, MB and C Engel (2002) “Exchange rate pass-through, exchange rate volatility, and exchange rate disconnect* 1”, *Journal of Monetary Economics*.
- [30] Devereux, MB and Charles Engel (2003) 「 Monetary Policy in the Open Economy Revisited: Price Setting and Exchange Rate Flexibility 」, *Review of Economic Studies* , 第 70 卷 , 第 4 号 , 765–783 頁 .
- [31] Dickey, David and Wayne A. Fuller (1979) “Distribution of the Estimates for Autoregressive time Series With a Unit Root”, *Journal of the American*

- Statistical Association*, Vol. 74, pp. 427–431.
- [32] Divino, J.A. (2009) “Optimal monetary policy for a small open economy”, *Economic Modelling*, Vol. 26, No. 2, pp. 352–358.
 - [33] Dixit, Avinash K and Joseph E Stiglitz (1977) “Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity”, *American Economic Review*, Vol. 67, No. 3, pp. 297–308.
 - [34] Dornbusch, Rudiger (1976) “Expectations and exchange rate dynamics”, *The Journal of Political Economy*, Vol. 84, No. 6, pp. 1161–1176.
 - [35] Edison, Hali J and B Dianne Pauls (1993) “A re-assessment of the relationship between real exchange rates and real interest rates: 1974-1990”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 31, No. 2, pp. 165–187.
 - [36] Eichenbaum, Martin and Charles L Evans (1995) “Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 4, pp. 975–1009, November.
 - [37] Enders, Walter (2003) *Applied Econometric Time Series*: John Wiley & Sons Inc, 2nd edition.
 - [38] Engel, Charles (2002) “Expenditure switching and exchange-rate policy”, *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 17, No. 2002, pp. 231–272.
 - [39] Engel, C.M. (2009) “Currency Misalignments and Optimal Monetary Policy: A Reexamination”, *NBER Working Paper*, No. 0451671.
 - [40] Engel, Charles and KD West (2006) “Taylor rules and the Deutschmark-Dollar real exchange rate”, *Journal of Money, Credit, and Banking*.
 - [41] Engle, RF and CWJ Granger (1987) “Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing”, *Econometrica: Journal of the Econometric*, Vol. 55, No. 2, pp. 251–276.
 - [42] Erceg, CJ, DW Henderson, and AT Levin (2000) “Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts* 1”, *Journal of monetary Economics*, Vol. 18, No. 4, p. 766, November.
 - [43] Fang, WenShwo, YiHao Lai, and Stephen M Miller (2006) “Export Promotion through Excahnge Rate Changes: Exchange Rate Depreciation or Stabiliza-

- tion?", *Southern Economic Journal*, Vol. 72, No. 3, pp. 611–626.
- [44] Faust, Jon and John H Rogers (2003) "Monetary policy's role in exchange rate behavior", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, No. 7, pp. 1403–1424.
 - [45] Galí, Jordi (2008) *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*: Princeton University Press.
 - [46] Gali, Jordi and Tommaso Monacelli (2005) "Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy", *Review of Economic Studies*, Vol. 72, No. 3, pp. 707–734.
 - [47] Goodfriend, M. and R.G. King (2001) "The case for price stability", *NBER working paper*, Vol. 3.
 - [48] Granger, C. W. J. and P. Newbold (1974) "Spurious regressions in econometrics", *Journal of Econometrics*, Vol. 2, No. 2, pp. 111–120.
 - [49] Hamilton, James D. (1990) "Analysis of time series subject to changes in regime", *Journal of Econometrics*, Vol. 45, No. 1-2, pp. 39–70.
 - [50] Jang, Kyungho and Masao Ogaki (2001) "The Effects of Monetary Policy Shocks on Exchange Rates: A Structural Vector Error Correction Model Approach", Working Papers 01-02, Ohio State University, Department of Economics.
 - [51] ——— (2004) "The effects of monetary policy shocks on exchange rates: A structural vector error correction model approach", *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 18, No. 1, pp. 99–114.
 - [52] Johansen, Soren (1988) "Statistical Analysis of Cointegration Vecotors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231–254.
 - [53] Keen, Benjamin D. and Michael R. Pakko (2007) "Monetary policy and natural disasters in a DSGE model: how should the Fed have responded to Hurricane Katrina?", Working Papers 2007-025, Federal Reserve Bank of St. Louis.
 - [54] Kempa, Bernd (2005) "How Important are Nominal Shocks in Driving Real Exchange Rates?", *Journal of Economics and Statistics (Jahrbuecher*.
 - [55] Kim, Soyoung (1999) "Do monetary policy shocks matter in the G-7 countries? Using common identifying assumptions about monetary policy across

- countries”, *Journal of International Economics*, Vol. 48, No. 2, pp. 387–412.
- [56] ——— (2002) “Exchange rate stabilization in the ERM: identifying European monetary policy reactions”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 21, No. 3, pp. 413–434.
- [57] King, RG, CI Plosser, JH Stock, and MW Watson (1991) “Stochastic trends and economic fluctuations”, *The American Economic Review*, Vol. 81, No. 4, pp. 819–840.
- [58] Kollmann, Robert (2002) “Monetary policy rules in the open economy: effects on welfare and business cycles”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49, No. 5, pp. 989–1015.
- [59] Kumhof, Michael, Dirk Muir, Susanna Mursula, and Douglas Laxton (2010) “The Global Integrated Monetary and Fiscal Model (GIMF)–Theoretical Structure”, *IMF Working Papers*, pp. 1–73.
- [60] Lane, P R (2001) “The new open economy macroeconomics: a survey”, *Journal of International Economics*, Vol. 54, No. 2, pp. 235–266.
- [61] Linnemann, Ludger and Andreas Schabert (2006) “Monetary Policy and the Taylor Principle in Open Economies”, *International Finance*, Vol. 9, No. 3, pp. 343–367.
- [62] Lubik, T.A. and F Schorfheide (2007) “Do central banks respond to exchange rate movements? A structural investigation”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, No. 4, pp. 1069–1087, May.
- [63] Lucas, Robert E (1976) “Econometric policy evaluation: A critique”, in *Carnegie-Rochester conference series on public policy*, Vol. 1, pp. 19–46.
- [64] Monacelli, Tommaso (2001) “New International Monetary Arrangements and the Exchange Rate”, *International Journal of Finance Economics*, Vol. 6, No. 4, pp. 389–400.
- [65] Monacelli, T (2006) “Monetary policy in a low pass-through environment”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, No. 227.
- [66] Niemann, Stefan and Paul Pichler (2011) “Optimal fiscal and monetary policies in the face of rare disasters”, *European Economic Review*, Vol. 55, No. 1, pp.

75–92, January.

- [67] Obstfeld, Maurice (2002) “Exchange rates and adjustment: perspectives from the new open economy macroeconomics”, *NBER Working Paper*.
- [68] Obstfeld, M. and K. Rogoff (1995) “Exchange rate dynamics redux”, *Journal of Political Economy*, Vol. 103, No. 3, pp. 624–660.
- [69] Obstfeld, M and K Rogoff (2000) “Six major puzzles”, *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 3.
- [70] Okano, Mitsuhiro (2013) “Monetary Policy and Natural Disasters: An Extension and Simulation Analysis in the Framework of New Keynesian Macroeconomic Model”, APIR Discussion Paper Series 32, Asia Pacific Institute of Research.
- [71] Pappa, E (2004) “Do the ECB and the fed really need to cooperate? Optimal monetary policy in a two-country world”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 51, No. 4, pp. 753–779, May.
- [72] Phillips, Peter CB and Pierre Perron (1988) “Testing for a unit root in time series regression”, *Biometrika*, Vol. 75, No. 2, pp. 335–346.
- [73] Poon, Wai-Ching, Chee-Keong Choong, and Muzafar Shah Habibullah (2005) “Exchange Rate Volatility and Exports for Selected East Asian Countries: Evidence from Error Correction Model”, *ASEAN Economic Bulletin*, Vol. 22, No. 2, pp. 144–159.
- [74] Rotemberg, JJ and Michael Woodford (1997) “An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy”, *NBER macroeconomics annual*.
- [75] Rotemberg, Julio J. and Michael Woodford (1998) “An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy: Expanded Version”, NBER Technical Working Papers 0233, National Bureau of Economic Research, Inc.
- [76] Sims, C.A. (1980) “Macroeconomics and reality”, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, Vol. 48, No. 1, pp. 1–48.
- [77] Smets, Frank and Raf Wouters (2003) “An estimated dynamic stochastic gen-

- eral equilibrium model of the euro area”, *Journal of the European economic association*, Vol. 1, No. 5, pp. 1123–1175.
- [78] ——— (2007) “Shocks and Frictions in US Business Cycles: a Bayesian DSGE Approach”, *American Economic Review*, Vol. 97, No. 3, pp. 586–606.
- [79] Smets, Frank, Kai Christoffel, Gunter Coenen, Roberto Motto, and Massimo Rostagno (2010) “DSGE models and their use at the ECB”, *SERIEs*, Vol. 1, No. 1, pp. 51–65, March.
- [80] Steinsson, J (2003) “Optimal monetary policy in an economy with inflation persistence”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, No. 7, pp. 1425–1456, October.
- [81] Stock, James H. and Mark W. Watson (1988) “Testing for common trends”, *Journal of the American Statistical Association*, December.
- [82] Svensson, L (2000) “Open-economy inflation targeting”, *Journal of International Economics*, Vol. 50, No. 1, pp. 155–183, February.
- [83] Taylor, J (1999) “The robustness and efficiency of monetary policy rules as guidelines for interest rate setting by the European central bank”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 43, No. 3, pp. 655–679, June.
- [84] Taylor, JB (2001) “The role of the exchange rate in monetary-policy rules”, *American Economic Review*, No. 1, pp. 1–12.
- [85] Tchakarov, I., P.D. Karam, T. Bayoumi, H. Faruquee, B. Hunt, D. Laxton, J. Lee, and A. Rebucci (2004) *GEM: A new international macroeconomic model*, Vol. 239: International Monetary Fund.
- [86] Woodford, Michael (2001) “The Taylor rule and optimal monetary policy”, *American Economic Review*, Vol. 91, No. 2, pp. 232–237.
- [87] ——— (2003) *Interest and prices*, No. September: Citeseer.
- [88] Zettelmeyer, Jeromin (2004) 「The impact of monetary policy on the exchange rate: evidence from three small open economies」, *Journal of Monetary Economics*, 第 51 巻, 第 3 号, 635–652 頁, 4 月.
- [89] 岡野光洋・井田大輔・北野重人・松林洋一 (2014) 「新しいマクロ経済モデル：地方財政および関西経済への応用可能性の検証」, Technical Report 14-11, 一般財

団法人アジア太平洋研究所．

- [90] 翁邦雄 (2011) 『ポスト・マネタリズムの金融政策』, ポストマネタリズムの金融政策, 日本経済新聞出版社, 東京, Japan .
- [91] 加藤涼 (2006) 『現代マクロ経済学講義 動学的一般均衡モデル入門』, 東洋経済新報社 .
- [92] 白川方明 (2011) 「バブル、人口動態、自然災害—開会挨拶 (2011 年国際コンファランス金融と実体経済の連関性と金融政策)」, 『金融研究』, 第 30 巻, 第 4 号, 21–34 頁 .
- [93] 田中敦 (2006) 『日本の金融政策 レジームシフトの計量分析』, 第 2 章, 27–53 頁, 有斐閣 .
- [94] 平山健二郎 (2012) 「第二次大戦後のマクロ経済学と金融理論の変遷」, 『経済学論究』, 第 65 巻, 第 4 号, 35–78 頁, 3 月 .
- [95] 廣瀬康生 (2012) 『DSGE モデルによるマクロ実証分析の方法』, 三菱経済研究所 .
- [96] 笛木琢治・福永一郎 (2011) 「Medium-scale Japanese Economic Model(M-JEM): 中規模動学的一般均衡モデルの開発状況と活用例」, 『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』, 1–51 頁 .
- [97] 藤原一平・渡部敏明 (2011) 「マクロ動学一般均衡モデル—サーベイと日本のマクロデータへの応用—」, 『経済研究』, 第 62 巻, 第 1 号, 66–93 頁 .
- [98] 藤原秀夫・小川英治・地主敏樹 (2001) 『国際金融』, 第 2 章, 39–96 頁, 有斐閣 .
- [99] 宮尾龍蔵 (2006) 『マクロ金融政策の時系列分析』, 第 2 章, 11–68 頁, 日本経済新聞出版社 .
- [100] ——— (2003) 「円安政策の効果」, 『経済研究 (一橋大学)』, 第 54 巻, 第 2 号, 114–125 頁, 4 月 .